



## 저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

정책학박사학위논문

# 노동시장 취약계층 대상 직업훈련의 효과 분석

-청년과 비정규직을 중심으로-

2017년 2월

서울대학교 대학원  
행정학과 정책학전공  
장 효 진

# 노동시장 취약계층 대상 직업훈련의 효과 분석

-청년과 비정규직을 중심으로-  
지도교수 권혁주

이 논문을 정책학박사학위논문으로 제출함  
2016년 10월

서울대학교 대학원  
행정학과 정책학전공  
장 효 진

장효진의 박사학위논문을 인준함  
2016년 12월

위 원 장	_____ 권 일 응 _____	(인)
부 위 원 장	_____ 이 수 영 _____	(인)
위 원	_____ 이 병 희 _____	(인)
위 원	_____ 고 혜 원 _____	(인)
위 원	_____ 권 혁 주 _____	(인)

## 국문 초록

본 논문은 노동시장에서 저임금·불안정 근로를 경험할 가능성이 높은 청년과 비정규직 근로자를 대상으로 직업훈련의 효과성을 평가하고 관련한 제도적·정책적 대안을 제시하고 있다. 직업훈련의 효과를 분석함에 있어 본 연구는 크게 두 가지 방식을 취하고 있다. 하나는 직업훈련에 대한 공공투자와 직업훈련제도의 효과성에 대한 국가 간 비교연구이고, 다른 하나는 개인 수준에서 직업훈련의 효과성을 평가하는 미시연구이다.

국가 수준에서 직업훈련의 효과성 평가는 직업훈련이 저임금·불안정 근로의 규모와 청년실업률을 줄이는데 영향을 미치는지에 초점을 맞추어 분석하였다. 분석 결과, 직업훈련에 대한 공공의 투자는 주로 고용률을 높이고 청년실업률을 낮추는 효과가 있었다. 또한 이중노동시장 구조를 가진 국가에서 직업훈련에 대한 공공의 투자 수준을 높이면 비정규직 근로의 비중이 낮아지는 효과가 있었다. 직업훈련에 대한 공공의 투자 수준을 낮춘 경우 고용률과 함께 임금불평등 수준이 악화되는 경향성도 발견하였다. 그러나 직업훈련에 대한 투자 수준을 높인다고 하더라도 임금불평등 수준이 낮아지는 것은 아니었는데 이러한 분석 결과는 최근 직업훈련을 통한 고용의 증가가 주로 저임금 부문에서 일어나고 있는 사실과 연관이 있다고 할 수 있다. 직업훈련의 전통적인 목표는 직업개발능력(upskilling)이었지만, 최근 근로연계복지(workfare)의 일환으로 실업보험 수급에 조건부(conditionality)로 직업훈련을 제공하는 사례가 많아지고 직업훈련의 목표가 빠른 취업이 되면서 저숙련 근로자가 저임금·불안정 근로를 거부하기 어려운 환경에 놓여 있다는 사실도 직업훈련의 긍정적인 효과를 약화시키는 원인이 되고 있다.

다음으로 공공 뿐 아니라 민간의 역할을 포함한 직업훈련제도가 노동시장 성과에 미치는 영향에 대해 분석한 결과, 사회투자전략(social investment strategy)을 옹호하는 시각이 주장하듯이, 직업훈련에 대한 기업의 투자 수준이 높은 오스트리아, 덴마크, 독일, 스위스와 같은 국가에서 고용률, 임금불평등 수준, 비정규직 비중, 청년실업률과 같은 노동시장 성과가 우수했다. 이들 국가는 직업훈련에 대한 공공의 투자 수준도 대부분의 민간위임형 국가(미국, 캐나다, 아일랜드, 일본, 포르투갈, 한국)에 비해 높았지만, 특히 기업의 직업훈련에 대한 참여 수준이 높다는 특성을 가지고 있었다. 직업훈련제도가 고용률과 실업률뿐 아니라 임금불평등 수준과 비정규직 비중에도 긍정적으로 영향을 미친다는 사실은 직업훈련의 중요성을 강조하는 연구들이 주장하듯이, 직업훈련과 같은 인적 투자가 고용성과 뿐 아니라 사회적 포용성(social inclusion)의 수준도 높일 수 있다는 것을 의미한다고 할 수 있다. 따라서 본 연구는 노동시장 성과를 향상시키기 위해서는 직업훈련제도의 역할이 중요하다고 주장하고 있다.

본 연구의 분석 결과에 의하면 한국의 직업훈련제도는 공공과 민간의 투자 수준이 모두 제한적이며, 노동시장 구조는 고용형태를 기준으로 이중화되어 있다. 이러한 노동시장 구조와 직업훈련제도 하에서 청년과 비정규직 근로자는 저임금·불안정 근로자가 될 가능성이 높은 취약계층이라고 할 수 있다. 따라서 본 연구는 직업훈련의 미시적인 효과를 분석하기 위해 청년과 비정규직 근로자를 분석대상으로 설정하였다.

우리나라의 청년들을 전반적으로 구직기간이 길며, 교육이나 훈련과정에 있지 않지만 미취업상태에 있는 청년(Not in Employment, Education or Training)이 25%(2011년 기준) 정도로 청년실업 문제가 심각하다. 이러한 상황에서 본 연구는 한국 청년들은 교육수준이 낮을수록 취업 확률이 낮고 구직기간이 길다는 연구결과를 도출하였다. 또한 인적자본 변수 중에서는 주로 정규학교 교육수준이 노동시장에서의 성과를 좌우하고 있었다. 직업훈련은 청년의 취업가능성을 높였지만 구직기간, 정규직 및 대기업 취업, 첫 임금수준에 큰 영향을 미치지 못했다. 직업훈련이 청년의 취업가능성을 높이지만 첫 일자리의 질에는 영향을 미치지 못하는 원인에 대해 본 연구는 청년 대상 직업훈련에 기업의 참여수준이 낮아 대학교육이 생산성에 대한 신호로 주로 작용하였고, 따라서 직업훈련을 받았다는 사실이 취업시장에서 긍정적인 신호로 작용하지 않기 때문이라고 분석하였다.

한국 노동시장에서 비정규직 근로자는 정규직 근로자에 비해 불안정 근로의 위험뿐 아니라 저임금 근로와 근로빈곤의 위험도 높은 편이다. 실제로 정규직과 비정규직의 임금격차는 다른 국가보다 높은 편이고, 이러한 임금격차는 확대되고 있다. 또한 비정규직의 사회보험 가입률이 약 40%로 정규직에 비해 낮은 편이기 때문에 비정규직의 소득안정성도 낮은 편이다. 따라서 본 연구는 비정규직 근로자들이 고용안정성을 높이고 저임금에서 벗어나기 위한 수단 중 하나인 직업훈련의 효과를 분석하였다.

분석 결과, 이중노동시장 구조에서 하에서 한국의 비정규직은 비정규직으로 근로한 기간이 길면 길수록 정규직으로 전환되기 어려웠고, 정규직보다 직업훈련의 기회가 부족할 뿐 만 아니라, 직업훈련을 받는다고 하더라도 정규직 전환을 기대하거나 임금상승을 기대하기 어려웠다. 특히, 비정규직 대상 직업훈련의 정규직 전환에 대한 효과는 개인의 이질성을 고려하면 나타나지 않아 직업훈련이 직업능력개발(upskilling)을 통해 비정규직의 정규직 전환을 돕는 기능을 하지 못하고 있다고 평가하였다. 이렇게 직업훈련이 기대한 효과를 발휘하지 못하는 상황에서 정규직으로 전환되지 못하고 오랜 기간 동안 비정규직으로 근로해 온 근로자에게 직업훈련에 대한 투자 유인은 낮을 수밖에 없을 것이다. 그러나 현재 비정규직 대상 직업훈련정책은 주로 비정규직의 직업훈련 기회를 확대하는 데에 초점을 맞추고 있어 그 실효성이 우려된다.

본 논문은 위와 같은 분석 결과를 통해 한국 직업훈련제도의 개선 방안을 다음과 같이 제시하고 있다. 첫째, 공공과 기업의 직업훈련에 대한 투자 수준을 높이고, 특히 직업훈련의 규모, 투자 수준, 내용, 평가, 모니터링에 있어 기업의 참여 수준을 더 높

여야 한다. 둘째, 비정규직 대상 직업훈련의 1인당 투자 수준을 높이고 기업의 참여를 이끌어 내어 기업 혹은 산업 특수적 기술이 이전될 수 있도록 해야 한다. 또한 직업훈련 참여와 내용을 현재보다 경쟁적으로 운영하여 비정규직이 정규직으로 전환되는 긍정적 사례들을 축적해 나갈 때에 직업훈련에 대한 인식이 개선될 수 있을 것으로 보인다. 셋째, 현재 신설되거나 운영되고 있는 민간참여 직업훈련정책(마이스터고, 특성화고의 취업반, 청년취업아카데미)의 확대와 성공적인 운영을 통해 민간의 참여를 독려하는 방향으로 청년 대상 직업훈련제도를 확충해 나가는 것이 필요하다.

청년과 비정규직을 대상으로 하는 직업훈련의 진정한 효과를 분석하기 위해 노력하였음에도 불구하고 다음과 같은 두 가지 한계는 향후 연구에서 보완되어야 할 것으로 보인다. 첫째, 직업훈련의 성격, 목적, 대상 집단에 따라 효과가 다르게 나타나는지에 대한 분석이 필요하다. 직업훈련의 효과는 직업훈련을 받은 시기, 직업훈련의 비용부담 주체, 기간, 훈련제공기관 등에 따라 달라질 수 있다. 그러나 본 연구는 다양한 형태의 직업훈련을 직업훈련 경험이라는 변수로 통합하여 측정하고 있다는 한계가 있다. 따라서 향후 적절한 데이터를 확보하여 직업훈련의 성격과 목적, 대상 집단 별로 노동시장 성과에 차이가 있는지에 대한 분석이 추가적으로 실시되어야 할 것으로 보인다. 둘째, 직업훈련에 참여하는 개인의 특성과 참여 동기, 그리고 효과 사이에서 일어나는 메커니즘에 대한 명확한 분석이 필요하다. 본 연구는 직업훈련 참여에서 나타나는 자기선택(self-selection)의 문제로 인한 내생성(endogeneity)을 통제하기 위해 여러 방법론을 활용하였다. 그럼에도 불구하고 직업훈련에 참여하는 개인의 특성과 참여 동기, 그리고 직업훈련의 효과 사이의 메커니즘에 대해서 명확히 설명하지 못했다는 한계가 있다고 할 수 있다.

[주요어] 저임금 근로, 불안정 근로, 직업훈련, 청년, 비정규직, 적극적 노동시장정책  
[학번] 2012-30660

## 목차

제 1 장 서론 .....	1
제 2 장 이론적 배경 및 선행연구의 검토 .....	6
제1절 노동시장 구조에 대한 연구 .....	6
1. 저임금·불안정 근로의 확대 현상에 대한 연구 .....	6
2. 고용형태에 따른 이중노동시장 구조에 대한 연구 .....	8
3. 청년 노동시장 문제에 대한 연구 .....	10
제2절 저임금·불안정 근로 규모에 영향을 미치는 요인에 대한 연구 .....	12
1. 산업과 기술구조가 저임금·불안정 근로에 미치는 영향에 대한 연구 .....	12
2. 노동시장제도와 정책이 저임금·불안정 근로에 미치는 영향에 대한 연구 .....	14
1) 직업교육훈련제도에 대한 연구 .....	14
2) 적극적 노동시장정책에 대한 연구 .....	17
3) 고용보호제도에 대한 연구 .....	19
4) 임금협상제도와 최저임금제도에 대한 연구 .....	21
제3절 직업훈련과 노동시장 성과에 대한 이론과 선행연구 .....	24
1. 인적자본이론과 신호-선별이론 .....	25
2. 이중노동시장이론과 직업훈련의 효과성 .....	27
3. 직업훈련의 효과성에 대한 선행연구 .....	28
1) 청년 대상 직업훈련의 효과성에 대한 연구 .....	28
2) 비정규직 대상 직업훈련의 효과성에 대한 연구 .....	32
제4절 한국의 직업훈련정책 .....	34
1. 개요 .....	34
2. 재직근로자 대상 직업훈련사업 .....	38
1) 사업주 직업능력개발지원사업 .....	39
2) 중소기업직업능력개발사업 .....	39
3) 근로자직무능력향상지원금 .....	40
4) 재직자 내일배움카드제 .....	41
3. 청년 대상 직업훈련사업 .....	41
1) 취업성공패키지지원 사업 .....	41
2) 청년취업아카데미 사업 .....	42

3) 국가기간·전략산업 직종훈련 사업 .....	43
4) 특성화고와 마이스터고를 통한 직업훈련 .....	46
<b>제 3 장 연구 설계와 분석 방법 .....</b>	<b>48</b>
제1절 연구의 대상 및 데이터 .....	48
제2절 분석 방법 .....	49
1. 패널분석과 오차수정모형 .....	50
2. 생존분석(이산시간위험분석) .....	51
3. 성향점수매칭법 .....	53
4. 도구변수 추정법 .....	54
제3절 연구의 분석틀 .....	55
<b>제 4 장 직업훈련제도가 노동시장의 성과에 미치는 효과에 대한 분석 .....</b>	<b>59</b>
제1절 연구의 개요 .....	59
제2절 연구 설계 .....	62
1. 분석모형과 변수의 설정 .....	62
1) 종속변수 .....	62
2) 주요 독립변수 및 통제변수 .....	65
2. 분석 방법 .....	70
제3절 분석 결과 .....	72
1. 기초통계 .....	72
2. 직업훈련에 대한 공공투자가 노동시장의 성과에 미치는 효과 .....	76
제4절 한국의 직업훈련제도와 노동시장의 성과 .....	94
<b>제 5 장 직업훈련이 청년의 노동시장 성과에 미치는 효과에 대한 분석 .....</b>	<b>99</b>
제1절 연구의 개요 .....	99
제2절 연구 설계 .....	100
1. 데이터 및 분석 대상 .....	100



2. 분석모형과 변수의 설정 .....	103
1) 종속변수 .....	103
2) 독립변수 .....	104
3. 분석 방법 .....	105
 제3절 분석 결과 .....	106
1. 기초통계 .....	106
2. 직업훈련이 취업에 미치는 효과에 대한 분석 .....	110
3. 직업훈련이 첫 직장의 특성에 미치는 효과에 대한 분석 .....	113
1) 직업훈련이 정규직 및 대기업 취업에 미치는 효과 .....	113
2) 직업훈련이 첫 월급 수준에 미치는 효과 .....	117
 제4절 결론 및 정책적 함의 .....	121
 <b>제 6 장 직업훈련이 비정규직의 노동시장 성과에 미치는 효과에 대한 분석</b> ....	124
 제1절 연구의 개요 .....	124
 제2절 연구 설계 .....	126
1. 데이터 및 분석 대상 .....	126
2. 분석모형과 변수의 설정 .....	126
1) 종속변수 .....	126
2) 독립변수 .....	127
3. 분석 방법 .....	128
 제3절 분석 결과 .....	129
1. 기초통계 .....	129
2. 직업훈련이 정규직 취업에 미치는 효과에 대한 분석 .....	134
3. 직업훈련이 임금수준에 미치는 효과에 대한 분석 .....	139
 제4절 결론 및 정책적 함의 .....	142
 <b>제 7 장 결론</b> .....	146
 제1절 분석 결과의 요약 및 정책적 함의 .....	146
 제2절 연구의 한계 .....	151

부록 1. 직업훈련에 대한 공공투자와 노동시장 성과(고정효과 vs. 임의효과 모형)	154
부록 2. 직업훈련에 대한 공공투자가 청년실업률에 미치는 영향	156
부록 3. 직업훈련이 청년의 취업에 미치는 효과(관찰되지 않은 이질성을 가정한 경우)	158
부록 4. 직업훈련이 청년의 정규직 취업에 미치는 효과(로짓 모형 vs. IV-LPM 모형)	160
부록 5. 직업훈련이 청년의 대기업 취업에 미치는 효과(로짓 모형 vs. IV-LPM 모형)	161
부록 6. 직업훈련이 청년의 첫월급에 미치는 효과(PSM)	162
부록 7. 직업훈련여부에 따른 비정규직의 지위 변화(다항로짓모형)	164
부록 8. 매칭 전과 후 공통지지영역과 균형성검증(6장 PSM 분석 결과: 비정규직 전체 대상)	165
부록 9. 매칭 전과 후 공통지지영역과 균형성검증(6장 PSM 분석 결과: 정규직 전환 근로자 대상)	167
부록 10. 매칭 전과 후 공통지지영역과 균형성검증(6장 PSM 분석 결과: 비정규직 유지 근로자 대상)	169
참고문헌	171

## 표 목차

표 1 숙련형성과 관련한 직업훈련제도의 유형구분	16
표 2 청년 대상 직업훈련의 효과성 분석(국내 선행연구)	30
표 3 비정규직 대상 직업훈련의 효과성 분석(국내 선행연구)	33
표 4 실업자 직업능력개발훈련(인원 및 금액)	35
표 5 재직자 직업능력개발훈련(인원 및 금액)	36
표 6 정부의 청년실업대책별 예산과 지원인원	38
표 7 취업성공패키지 예산과 참여인원	42
표 8 청년취업아카데미 예산과 참여인원 및 취업률	43
표 9 국가기간·전략산업 직종훈련의 대상 직종과 훈련인원	44
표 10 직업훈련의 훈련성과	46
표 11 마이스터고와 특성화고 수와 학생수 현황	46
표 12 마이스터고와 특성화고 진학률과 취업률 현황	47
표 13 비정규직 근로자가 저임금 근로에 처할 확률	60
표 14 적극적 노동시장정책(ALMP)의 유형구분	65

표 15 변수 별 within/between 분산	71
표 16 국가별 · 변수별 기초통계량( '00~' 13 평균)	73
표 17 직업훈련에 대한 공공투자와 노동시장 성과(고정효과 모형)	78
표 18 직업훈련에 대한 공공투자와 비정규직 비중(이중노동시장인지 여부에 따른 구분)	81
표 19 직업훈련제도의 유형 구분과 포함 국가	90
표 20 직업훈련제도별 노동시장의 성과(ECM 결과)	93
표 21 성인실업률대비 청년실업률	99
표 22 구직기간별 생존율(졸업자 표본)	101
표 23 구직기간별 생존율(취업자 표본)	103
표 24 구직기간 기초통계량(교육수준별, 성별)	107
표 25 취업 전 직업훈련 경험(청년패널)	107
표 26 직업훈련과 취업사교육을 받을 확률(졸업자 표본)	108
표 27 취업자 표본의 기초통계량	109
표 28 직업훈련이 취업에 미치는 효과	111
표 29 직업훈련이 정규직 취업 및 대기업 취업에 미치는 효과	115
표 30 직업훈련이 첫 월급 수준에 미치는 효과(OLS)	118
표 31 첫 월급 수준에 미치는 효과(일반회귀모형과 도구변수 활용 모형의 비교)	120
표 32 비정규직 대상 직업훈련의 성격(비용부담 및 서비스제공 주체별)	128
표 33 분석 대상 비정규직의 특성(기초통계량)	130
표 34 직업훈련 경험에 영향을 미치는 요인	132
표 35 직업훈련 경험에 따른 정규직 전환여부(기초통계량)	133
표 36 비정규직 근무기간별 생존율(생존표)	133
표 37 직업훈련이 정규직 전환에 미치는 효과	136
표 38 직업훈련이 정규직 전환에 미치는 효과(이질성 가정)	137
표 39 직업훈련이 월 임금 수준에 미치는 효과(고정효과 모형)	140
표 40 직업훈련이 비정규직의 임금 상승에 미치는 효과(PSM)	142

## 그림 목차

그림 1 연구의 분석틀	58
그림 2 국가별 비정규직과 저임금 근로의 비중( '00~' 13 평균)	59
그림 3 청년실업률과 경제활동참여율	64
그림 4 직업훈련에 대한 공공투자 수준(국가별, 시기별)	75
그림 5 정규직 고용보호와 청년실업률의 관계(산포도)	83

그림 6 청년실업률(국가별, 시기별) .....	85
그림 7 숙련형성에 대한 공공 및 민간투자(국가별) .....	88
그림 8 적극적 노동시장정책별 투자 수준(한국) .....	96
그림 9 교육수준별, 구직기간별 취업확률 .....	113

## 제 1 장 서론

지난 30년 동안 지속적인 저성장과 고실업, 복지국가의 재정적 부담을 해결하기 위한 방안 중 하나로 근로를 통한 복지(workfare)와 노동시장 유연화를 통한 노동시장 개혁이 실시되어 왔다. 이러한 개혁은 주로 고용보호 수준을 낮춤과 동시에 실업보험 수급 기간을 줄이고, 실업보험의 수급에 직업훈련이나 직장탐색(job search)과 같은 활동을 조건부로 제시하는 방식으로 이루어졌다. 따라서 적극적 노동시장정책 수단 중에서 직업훈련의 중요성이 줄어들고 고용서비스(employment service)를 제공하는 재진입 정책(re-entry policy)이 강조되기 시작했다. 그러나 이러한 노동시장정책의 변화는 노동시장에서 임금 수준이 낮아지면서도 지속적으로 실업의 위험을 겪고 있는 저임금·불안정 근로자(low-wage and precarious employment)가 확대되는 결과를 야기하였다는 비판을 받고 있다(Kazis and Miller, 2001; Kalleberg, 2009). 따라서 최근에는 저실업과 복지의 존성 문제를 악화시키지 않으면서도 저숙련 근로자와 청년과 같은 취약계층이 안정적으로 근로할 수 있도록 지원하는 정책이 무엇일지에 대한 질문이 제기되고 있다(Eichhost, 2015).

서비스 산업의 확대와 자동화, 국제 무역의 증가와 같은 경제 외적인 충격은 저임금·불안정 근로자가 확대될 수밖에 없는 환경을 제공하고 있다(Acemoglu, 2002). 이러한 부정적인 충격에도 불구하고 인적자본에 대한 투자 수준이 높게 유지해 온 국가들은 경제활동참여율을 높이면서 사회적 포용성의 수준도 유지하고 있다는 주장이 있다(Busemeyer and Trampusch, 2012). 그러나 반대로 직업훈련과 같은 인적자본에 대한 투자가 노동시장의 성과에 크게 영향을 미치지 못할 것이라는 주장(Heckman, 2000)도 있어 이에 대한 검증이 필요함을 시사한다. 따라서 본 연구는 2000년대에 들어 직업훈련에 대한 투자가 노동시장의 성과에 긍정적인 영향을 미쳤는지를 분석하고자 한다. 이러한 분석을 통해 사회투자전략(social investment strategy)을 지지하는 견해가 예측하는 것처럼 직업훈련이 실업률을 낮추면서도 한 사회의 평등 수준을 해치지 않는 정책 수단이 될 수 있는지를 평가하고자 한다.

자본주의의 다양성(Varieties of Capitalism)을 주장하는 학자들은 직업 훈련제도가 다른 제도와는 보완성 때문에 안정적으로 유지되는 특성이 있다고 주장하면서 실업보험제도를 비롯한 사회정책, 직업훈련제도, 임금협상 제도와 같은 제도들이 형성하고 있는 레짐(regime)의 특성을 설명하는 방식으로 논의를 진행시켜 왔다. 레짐이론은 그동안 주로 특정 레짐의 일반성에 대해 설명해 왔지만 레짐 내에서의 다양성, 그리고 레짐을 구성하는 개별 제도를 설명하지 못한다는 비판을 받아왔다(Anderson and Hassel, 2007; Busemeyer, 2009). 이러한 문제의식에서 시작하여 최근에는 초기 직업훈련제도(Initial Vocational Education and Training, IVET)의 특성과 그러한 특성이 노동시장 성과에 미치는 효과에 대한 연구들이 등장하고 있다. 그러나 관련 연구들도 어떤 직업훈련제도가 한 경제의 전반적인 생산성과 근로자의 복지에 긍정적인 영향을 미칠 것인지에 대한 명확한 대답을 제공하고 있지 못하고 있다. 따라서 본 연구는 정부와 기업의 투자 수준에 따라 직업훈련제도의 특성을 구분한 Busemeyer and Trampusch(2012)의 분석틀에 따라 한국을 포함한 24개 OECD 국가의 직업훈련제도의 유형을 구분하고, 어떠한 제도 유형이 고용률, 임금불평등, 비정규직 규모, 청년실업률과 같은 노동시장 성과에 긍정적인 영향을 미쳤는지를 분석하고자 한다. 이러한 분석을 통해 최종적으로는 한국 직업훈련제도의 개선방안을 제시하고자 한다.

본 논문은 미시적인 수준에서 청년과 비정규직 근로자와 같은 취약계층에 대한 직업훈련이 효과성이 있는지에 대한 분석도 포함하고 있다. 저임금·불안정 근로의 비중으로 본 우리나라의 노동시장 상황은 OECD 국가 중에서도 열악한 편이다. 2011년을 기준으로 저임금 근로의 규모가 전체 근로자의 25% 수준으로 OECD 국가 중에서 미국과 함께 가장 저임금의 비중이 높은 국가로 꼽힌다. 이러한 저임금 근로자들은 실업과 비경제활동, 그리고 저임금 근로에서 벗어나는데 어려움을 겪고 있으며, 고용과 소득의 불안정성을 경험하고 있다(이병희 외, 2008; Jones and Urasawa, 2013). 이러한 상황은 고용형태에 기초한 이중적 노동시장 구조로 인해 더욱 심화되고 있다(Jones and Urasawa, 2013). 따라서 비정규직 근로자들은 불안정적인 근로 환경에 처해있을 뿐 아니라 임금 수준이 낮아 실업

등 사회적 위험을 관리하기 어려운 상황에 놓여 있다(Koske et al., 2011).

우리나라에서 비정규직이 증가하기 시작한 시점은 대체로 1997년 경제 위기 이후라고 할 수 있는데(Hwang and Lee, 2012; Shin, 2013), 그 이유 중 하나는 당시 통과된 노동법이 파견 및 대체근로를 허용하는 내용을 포함하고 있었기 때문이다. 이렇게 비정규직 채용에 대한 규제를 낮추는 개혁을 ‘부분적 노동시장개혁(partial labor reform)’이라고 부르는데, 선행연구(Blanchard and Landier, 2002; Dolado, Serrano and Jimeno, 2002; Barbieri and Scherner, 2009)는 대체로 이러한 부분적 유연화의 효과에 대해 의문을 제기하고 있다. 그 이유는 근로자의 전반적인 고용안정성이 낮아지고 기업이 직업훈련에 투자할 유인이 낮아지기 때문이다(Blanchard and Landier, 2002). 본 연구는 이러한 이중노동시장 구조 하에서 비정규직 근로자 대상 직업훈련이 비정규직 근로자의 고용안정과 임금수준에 긍정적 영향을 미치는지를 분석하고 이를 통해 비정규직 대상 직업훈련제도의 개선방안에 대해서 논의하고자 한다.

최근 노동시장 정책에서 주목을 받고 있는 또 다른 집단은 청년이다. 전 세계적으로 청년실업률이 증가하고 있고 청년 근로자들이 낮은 소득 수준과 불안정적인 고용형태에서 벗어나지 못하고 있다는 보고가 잇따르고 있기 때문이다(Blossfeld et al., 2008). 기존 선행연구는 이러한 청년실업 문제에 대한 대안으로 주로 고용보호제도와 직업훈련제도의 영향력을 강조하고 있지만 관련한 실증연구는 부족한 편이다. 우리나라에서도 최근 청년 실업 문제가 사회문제로 떠오르고 있고, 교육이나 훈련과정에 있지 않지만 미취업 상태에 있는 청년(Not in Employment, Education or Training, NEET)이 전체 청년의 25% 정도를 차지하고 있을 정도로 청년실업 문제가 심각하다는 평가를 받고 있다. 이러한 상황은 국가의 인적자원관리가 비효율적이라는 것을 보여줄 뿐만 아니라 가정 경제에 부담을 제공할 수 있어 그 원인에 대한 분석과 함께 대책이 논의되어야 할 시점이라고 생각한다. 따라서 본 연구는 청년 대상 직업훈련이 졸업 후 취업과 고용안정성, 임금 수준을 비롯한 첫 직장의 특성에 긍정적인 영향을 미치는지에 대한 분석을 통해 청년을 대상으로 한 직업훈련제도의 개선방안을 제안하고자

한다.

인적자본론, 신호-선별이론, 이중노동시장이론 등은 개인의 교육과 직업 훈련에 대한 투자가 노동시장의 성과를 향상시킬 것인지에 대한 예측을 제시하고 있다. 인적자본론은 전통적으로 직업훈련이나 교육에 대한 투자가 고용이나 임금과 같은 노동시장의 성과를 향상시킬 것이라고 예측하고 있는 반면, 신호-선별이론 중 양가죽 효과(sheepskin effect)를 지지하는 학자들은 개인의 생산성에 대한 신호 중에서 교육수준과 같은 특정신호만이 고용주에게 긍정적으로 작용하고 있다고 주장하고 있다. 한편, 이중노동 시장이론은 노동시장의 상황에 따라 인적자본에 대한 투자가 노동시장의 성과로 이어지지 않을 수도 있다는 시사점을 제시하고 있다. 한국의 경우 교육수준이 노동시장의 성과에 미치는 영향에 대한 연구는 선행연구에서 잘 검증되고 있지만 직업훈련의 효과에 대해서는 여전히 일관적인 분석 결과가 나타나고 있지 않고 있어 이에 대한 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다. 직업훈련의 효과를 측정할 때는 직업훈련 참여에서 나타나는 자기 선택(self-selection)의 문제로 인한 내생성(endogeneity)을 통제하는 것이 분석 결과의 신뢰성에 큰 영향을 미친다고 알려져 있다. 따라서 본 연구는 기존 연구에서 시도하지 않은 생존분석, 도구변수의 활용 등을 통해 직업훈련이 우리나라의 청년과 비정규직에게 효과가 있는지를 분석하고자 한다.

궁극적으로 본 논문은 노동시장에서 저임금·불안정 근로를 경험하거나 경험할 가능성이 높은 비정규직 근로자와 청년층을 대상으로 한 직업훈련의 효과성을 평가하고 관련한 제도적, 정책적 대안을 논의하는데 목적이 있다. 이를 위한 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 저임금·불안정 근로 문제를 완화하기 위한 방안으로 직업훈련정책이 도움이 되는지를 평가하기 위해 OECD 24개국을 분석 대상으로 하여 적극적 노동시장정책 중 직업훈련 투자가 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 다음으로 Busemeyer and Traumpsch(2012)가 제시한 직업훈련제도의 유형 구분에 기초하여 어떤 직업훈련제도가 노동시장의 성과에 도움이 되는지를 분석하였다. 마지막으로 한국 노동시장에서 취약계층에 해당하는 청년과 비정규직 근로자를 대상으로 한 직업훈련이 효과가 있었는지를 분석하여 직업훈련제도의 개선



을 위한 정책적 시사점을 제안하였다.

## 제 2 장 이론적 배경 및 선행연구의 검토

본 연구는 최근 증가하고 있는 저임금·불안정 근로 문제를 해결하기 위한 방안의 하나로써 직업훈련제도의 효과성에 대해서 분석하고 있다. 따라서 본 장에서는 저임금·불안정 근로가 발생하는 원인과 그 양상, 그리고 직업훈련이 저임금·불안정 근로에 미치는 영향에 대한 이론과 선행연구를 검토하였다. 선행연구는 분석수준에 따라 국가를 대상으로 하는 연구와 개인을 대상으로 하는 연구로 구분하여 검토하였다. 국가 수준에서는 저임금, 불안정 근로와 관련한 노동시장 구조의 문제, 그리고 그 구조에 영향을 미치는 산업과 기술, 그리고 제도적인 환경에 대한 이론과 선행연구를 검토하고 있다. 개인 수준에서는 특정 노동시장의 구조와 환경 속에서 개인이 직업훈련을 받았을 때 노동시장에서 성과가 나타나는지에 대한 기존의 이론과 선행연구를 검토하였다. 마지막으로 5장과 6장에서 다루고 있는 연구문제와 관련하여 한국에서 저임금, 불안정 근로의 가능성이 높은 취약계층인 청년과 비정규직을 대상으로 하는 직업훈련정책을 검토하였다.

### 제1절 노동시장 구조에 대한 연구

#### 1. 저임금·불안정 근로의 확대 현상에 대한 연구

1970년대와 80년대 걸쳐 고용·복지정책에서 중요한 이슈는 취약계층의 단·장기 실업과 복지제도에 대한 의존성이었다. 이 문제에 대한 대응하기 위해 많은 국가에서 고용보호제도를 완화하였고, 근로연계복지제도(workfare)를 도입하기 시작했다. 그러나 이러한 신자유주의적인 조치들은 저임금·불안정 근로(low-wage and precarious employment)가 증가하게 된 원인으로 지적받고 있다(Appelbaum and Schettkat, 2003; Kalleberg and Hewison, 2013).

불안정 근로에 대한 연구(Voscko, 2010; Kalleberg and Hewison, 2013)는 불안정 근로를 고용형태의 불안정성으로 인한 위험을 감수해야하

면서도 사회보장시스템의 혜택에서 제외되어 당면한 위험을 관리하지 못하는 취약계층의 상황을 이르는 개념으로 정의하고 있다. 불안정 근로형태가 새롭게 등장한 근로형태는 아니지만 최근에 이 같은 근로형태가 문제가 되고 있는 이유는 그 규모가 늘어나고 있기 때문이다<sup>1)</sup>. 불안정 근로가 문제가 되는 또 다른 이유는 이들이 일반적으로 고용의 불안정성과 함께 소득 불안정성의 위험에 처해있기 때문이다(Bernstein and Harmann, 2000; Standing, 2011; Kalleberg and Hewlson, 2013). 불안정 근로자의 이러한 상황을 고려하면 불안정 근로와 저임금 근로는 완전히 다른 개념이 아니라 노동시장에서 취약계층이 처한 어려운 상황을 다른 차원에서 보여주고 있을 뿐이라고 할 수 있다. 관련 연구들은 불안정 근로자를 상용직(regular full-time job)을 제외한 비전형 근로관계(nonstandard employment relationship)에 있는 근로자로 정의하고 있으며, 조작적으로는 임시·일용직 근로자, 시간제 근로자를 비롯한 비정규 근로자(파견, 용역, 특수, 일용, 가정 내 근로자)를 포함하고 있다(Kalleberg, 2011).

저임금·불안정 근로가 확대되면서 국가마다 이들을 정책대상으로 하는 노동시장정책과 복지정책을 실시하고 있다. 이때 정책대상은 각 국가의 노동시장의 구조와 성격에 따라 다르게 정의 내려지고 있다. 이탈리아와 같은 지중해 국가의 경우 청년층과 저숙련 근로자가 저임금·불안정 근로의 덩어리에 빠질 가능성이 높지만, 프랑스에서 취약계층인 저숙련 근로자는 거시경제 위기에서 낮아진 실질임금과 고용의 불안정으로 취약성을 벗어나기 힘들다고 알려져 있다. 미국과 같은 자유주의 국가에서는 저숙련 근로자들은 주로 불안정 근로 보다는 저임금으로 인해 어려움을 겪고 있다고 알려져 있다(Barbieri and Scherer, 2009). 이렇게 노동시장 구조와 성격에 따라 불안정·저임금 근로의 가능성이 높은 취약계층은 다르게 정의되고 있지만, 일반적으로 청년, 저숙련 근로자, 여성, 그리고 이미 노동시장에서 저임금·불안정 근로를 하고 있는 근로자 등이 노동시장에서 저임금·불안정 근로의 가능성이 높은 취약집단으로 구분되고 있다.

저임금 근로의 확대 경향은 임금불평등 수준의 증가 현상과 관련이 높

1) 1980년대 이후 유럽 15개국, 캐나다, 호주, 미국에서 정규직(full-time permanent employment) 감소 현상에 대한 그래프는 Vosko(2010) pp.74~77을 참조할 수 있다.

다<sup>2)</sup>. 1970년대 이후 확대되는 임금불평등 현상에 대한 연구들은 숙련편향 기술발전, 세계화, 서비스산업 비중의 증가 등의 결과로 저숙련 근로자에 대한 수요가 줄어들면서 저숙련 근로자가 저임금 근로자로 일할 가능성이 높아졌으며, 이에 따라 임금불평등 수준이 증가되는 현상을 지적하고 있다 (Blau and Kahn 1996). 그러나 최저임금제도나 임금협상제도 등 분배제도의 기능으로 인해 일부 대륙유럽 국가와 북유럽 국가에서는 상대적으로 임금불평등 수준이 크게 악화되지는 않았다는 평가가 지배적이다 (Blau and Kahn, 2002; Barbieri, 2009; Thelen, 2012). 즉, 저임금·불안정 근로의 확대가 전 세계적인 현상임에도 불구하고, 국가마다 경제(산업) 및 제도적 구조의 영향과 정책적 대응으로 인해 그 수준에는 차이가 있다. 레짐 연구자들은 이러한 제도적 영향과 정책적 대응이 취약계층의 구성과 규모를 결정하며 중국에는 취약계층의 임금수준(Iversen and Soskice, 2010; Thelen, 2012), 고용안정성(Barbieri and Scherer, 2009; Estevez-Abe et al., 2001) 및 소득안정성(Estevez-Abe et al., 2001)의 수준을 결정한다고 주장하고 있다. 이들은 노동시장의 구조와 성격을 결정하는 주요한 요인으로 고용보호제도, 직업교육훈련제도, 실업보험제도, 임금협상제도와 적극적 노동시장정책을 지적하고 있는데 이에 대해서는 다음 절에서 검토하도록 할 것이다.

## 2. 고용형태에 따른 이중노동시장 구조에 대한 연구

이중노동시장이론<sup>3)</sup>은 노동시장의 구조와 관련 있는 이론으로 임금수준, 고용안정성, 근로조건, 부가급여(fringe benefits), 직업훈련 및 승진기회 기회 등에 있어서 차이가 있는 분절된 노동시장 간에 노동이동성이 제약되어 있는 현상에 주목한다. Atkinson (1984)은 노동시장의 이러한 현상을 중심(core) 노동시장과 주변부(periphery) 노동시장으로 구분하여 설명하

2) OECD는 저임금 근로자를 전체 풀타임 근로자 중 임금 수준이 중위임금의 2/3 미만인 근로자로 정의하고 있다.

3) 노동시장의 분절성은 이중노동시장이론, 내부자-외부자이론, 복지레짐과 자본주의의 다양성에 대한 연구에서 강조되고 있다. 본 논문에서는 노동시장의 분절성을 강조하는 이론을 이중노동시장이론으로 통칭하고자 한다.

였고, Gottfries and McCormick(1995)은 근로자가 임금수준이 낮고 고용이 불안정하며 부가급여와 인적자본투자에 대한 기회가 제한된 주변부 노동시장에 진입하게 되면 그것이 신호로 작용하게 되어 중심노동시장으로 진입하기가 어려워진다고 분석하고 있다.

노동시장에서 분절(segmentation)이 발생하는 원인에 대해서 Rueda and Pontusson(2000)은 고용주들로부터 고용안정성과 직업훈련 기회를 보장받는 내부자에 비해 일반적 기술을 가지고 서비스업에 종사하는 외부자의 규모가 증가했기 때문이라고 주장하고 있다. Thelen(2012)은 독일과 같은 대륙 유럽 국가들은 일차 노동시장 근로자에 대한 고용보호의 수준을 낮추지 않고 이차 노동시장을 유연화 하는 전략을 선택하면서 노동시장에서 이중구조가 나타났다고 분석하고 있다.

이중노동시장 구조가 문제되는 이유는 주변부(이차) 노동시장에 진입하게 되면 중심(일차) 노동시장에서 진입하기 어렵기 때문에 기회의 평등과 사회적 포용성 차원에서 부정적인 결과를 야기하기 때문이다. 그러나 반대로 이차 노동시장에서의 불안정·저임금 근로가 일차 노동시장으로 가기 위한 도약판(spring board) 혹은 디딤돌(steping stone)으로 작용한다고 주장하는 연구들도 있다(Booth et al. 2002). 선행연구는 대체로 미국과 영국 등 자유주의 국가에서 주로 ‘도약판 가설’이 맞는 편이고, 유연안정성(flexicurity) 정책을 실시하고 있는 네덜란드와 덴마크 등에서도 이동성의 수준은 높은 편이라고 분석하고 있다(Muffells and Luijkx, 2008). 반대로 프랑스, 독일 등 대륙유럽 국가나 이탈리아, 그리스, 스페인 등 지중해 국가에서는 비정규직-정규직 이동성이 낮은 편이라는 분석이 지배적이다(Giesecke and Groß, 2003; Barbieri and Scherer, 2009).

이중노동시장이론은 직관적으로는 많은 지지를 받고 있지만, 실증적으로 이중노동시장의 유무를 파악하기란 쉽지 않기 때문에(Graham and Shakow, 1990) 관련 연구가 제한적인 편이다. 다만, 특정 국가에 대한 사례연구(프랑스와 독일의 경우 Palier and Thelen, 2010; 일본과 한국의 경우 Peng, 2010)를 통해 주로 정규직 고용보호 수준이 높은 대륙 유럽 국가에서 이중노동시장 구조가 두드러지게 나타난다는 사실을 알 수 있다. 한편, Rueda(2014)는 OECD 국가를 대상으로 노동시장의 이중성의

수준이 높은 국가를 구분하기 위한 기준을 제시하고 있다. 그는 노동시장이 이중화 되었을 때 관련 제도가 내부자의 고용을 보호하는 반면, 외부자의 실업에 대한 대응성(responsiveness)이 약하다는 경향성에 기초하여 노동시장의 이중성을 ‘정규직에 대한 고용보호 수준’과 ‘적극적 노동시장정책의 관대성(generosity)’에 기초하여 정의를 내리고 있다.

### 3. 청년 노동시장 문제에 대한 연구

최근 노동시장 구조와 관련하여 중요한 이슈 중 하나는 전 세계적으로 증가하고 있는 청년실업의 문제이다. 청년실업 문제는 이미 1970년대부터 제기되었지만 베이비부머 세대들이 노동시장에 진출했기 때문에 나타나는 일시적인 현상으로 간주되었다(Berger, 1984). 따라서 이 문제는 베이비부머 세대가 은퇴하는 시점에는 자연적으로 해결될 것이라고 보는 시각이 지배적이었다(OECD, 1978). 당시 청년들의 교육수준은 다른 어느 세대보다 높았다는 사실도 청년실업 문제에 대한 우려를 불식시켰다. 그러나 예상과는 반대로 현재에 이르기까지 이러한 문제는 해결되지 않았고 점차 심화되어 왔다(Quintini, Martin and Martin, 2007).

청년 노동시장의 또 다른 문제는 이들이 저임금과 불안정 근로에 노출되어 있다는 것이다. 상대적으로 많은 청년들이 비정규직으로 일하고 있으며(de Lange, Gesthuizen and Wolbers, 2014), 청년과 청년이 아닌 성인의 임금 격차는 점차 증가하고 있다(Blanchflower and Freeman, 2007). Bukodi et al. (2008)은 청년의 첫 직장이 임시직 근로나 파트타임 근로와 같이 불안정한 근로나 저임금 근로일 가능성이 높아지고 있으며, 특히 교육수준이 낮은 청년들에게 이러한 경향성은 더욱 강하게 나타나고 있음을 지적하고 있다. Kurz et al.(2008)은 저임금·불안정 근로로 근로경험을 시작한 청년들은 직장을 옮기더라도 저임금·불안정 근로를 벗어날 가능성이 낮으며 이러한 경향성은 자유주의 국가와 달리 교육과 고용시스템의 연계성이 강한 독일, 네덜란드, 덴마크, 스웨덴과 같은 국가에서 더욱 분명하게 나타나고 있다고 분석하고 있다.

청년 노동시장에 영향을 미치는 요인에 대해 선행연구는 주로 세계화, 코

호트의 크기(cohort size), 경제활동인구의 평균적인 교육수준, 산업과 직종 구조와 함께 고용보호제도와 직업훈련제도의 영향을 강조하고 있다. 고용보호제도의 영향을 강조하는 연구(Wolbers, 2007; de Lange, Gesthuizen and Wolbers, 2014)는 정규직에 대한 고용보호의 수준을 높이면 청년실업률이 증가할 것이고(Esping-Andersen, 1999), 청년이 임시직으로 일할 가능성이 더 높아진다고 분석하고 있다(Baranowska and Gebel, 2010; Gebel and Giesecke, 2016). 따라서 정규직에 대한 고용보호를 완화하는 것이 청년에게 도움을 줄 것이라고 주장하고 있다. 그러나 Gebel and Giesecke(2016), Noelke(2015)와 같은 연구는 정규직에 대한 고용보호제도가 청년실업률에 미치는 영향이 제한적이라고 주장하고 있어 정규직 고용보호와 청년실업률의 관계에 대한 실증연구의 결과는 엇갈리고 있다고 할 수 있다.

한편, 직업훈련제도가 청년실업률에 미치는 영향을 강조하는 연구도 있다. Breen(2005)은 고용보호제도가 청년의 실업에 영향을 미치지만, 후기 중등교육수준(upper secondary level of education)에서 실습 위주의 직업훈련 프로그램에 참여하는 학생의 비중이 조절변수로 작용한다고 주장하고 있다. Shmid(2013)도 고용보호제도 뿐만 아니라 직업훈련제도가 청년실업에 영향을 미친다고 지적하고 있다. 최근에는 청년실업 문제로 인한 현상 중 하나로 졸업 후 청년이 첫 직장을 갖기까지의 기간(school-to-work transition)에 관심을 기울이고 있는 연구들이 증가하고 있다. 관련하여 Salas-Velasco, M. (2007)는 지중해 국가의 청년들이 북유럽, 대륙유럽 보다 더 늦게 노동시장에 진입하는 경향이 있다는 것을 보여주었고, Quintini, Martin and Martin(2007)도 직업훈련제도에 따라 첫 직장 구직에 걸린 시간이 달라질 수 있다는 증거를 제시하고 있다. Wolbers(2007)은 유럽 11개국을 대상으로 실증분석을 한 결과, 후기중등교육에서 실습위주의 직업훈련비중이 높은 국가들에서 중·고졸 청년들이 더 빨리 첫 직장에 취업한다는 연구결과를 보고하고 있다.

## 제2절 저임금·불안정 근로 규모에 영향을 미치는 요인에 대한 연구

저임금·불안정 근로의 규모에 영향을 미치는 요인에 선행연구는 크게 산업과 기술을 강조하는 접근과 제도 혹은 정책을 강조하는 접근으로 구분할 수 있다. 산업과 기술의 역할을 강조하는 접근은 주로 경제학 분야에서 노동(기술)공급과 수요를 중심으로 노동시장 구조를 분석하면서 취하는 방식이고, 제도와 정책의 역할을 강조하는 접근은 주로 정치경제학, 사회학, 정책학 등의 분야에서 노동시장을 분석하면서 취하는 방식이다. 본 연구는 저임금·불안정 규모에 영향을 미치는 제도 중에서 주로 직업훈련제도에 초점을 두고 있다. 따라서 직업훈련제도와 직업훈련을 포함한 적극적 노동시장정책에 대한 선행연구를 주로 검토하였으나 저임금·불안정 근로의 규모에 영향을 미치는 또 다른 요인으로 임금협상제도, 고용보호제도, 최저임금제도, 실업보험제도의 역할을 강조하는 시각이 있으므로 이에 대한 선행연구도 추가적으로 검토하였다.

### 1. 산업과 기술구조가 저임금·불안정 근로에 미치는 영향에 대한 연구

취약계층의 고용기회와 임금수준은 제도적 영향 뿐 아니라 산업구조와 교육 및 직업훈련제도의 영향을 받게 된다. 한 나라의 산업구조는 부문별로 노동수요를 결정하고, 교육·직업훈련제도는 기술의 공급을 결정하기 때문이다. 산업과 기술을 강조하는 이론 중 하나로 숙련편향기술발전이론은 산업혁명 이후의 기술과 다르게 최근의 기술은 숙련노동자의 높은 생산성이 비숙련노동을 대체하는 방식이라고 지적한다. 즉, 기술발전의 양상이 변함에 따라 숙련노동자에 대한 수요가 증가하고 비숙련노동자는 과도하게 공급되어 비숙련노동시장에서 실업이 발생하거나 임금수준이 낮아진다는 것이다. Acemoglu(2002)는 숙련편향기술발전의 증거로 대학졸업자가 증가하면 수요-공급이론에 의해 숙련노동자에 대한 상대적 임금은 감소해야 하지만 실재는 그 반대라는 사실을 들었다. 그리고 이러한 현상이 나타나는



이유에 대해 기술의 변화 때문에 숙련노동자에 대한 수요가 증가하고, 비숙련노동자가 과거와 같은 임금을 받는 직장을 가지기 어려워졌기 때문이라고 주장하였다.

한편, Gary Becker는 근로자에게 일반적으로 요구되는 일반 기술(general skill)과 특정회사 혹은 산업에서 요구하는 특정 기술(specific skill)을 구분하여 기술에 대한 수요와 공급측면에서 직업훈련에 대한 투자 수준을 설명하였고, 이 같은 연구가 후에 자본주의의 다양성(Varieties of Capitalism)으로 대표되는 레짐 연구에 큰 영향을 미쳤다. Becker(1960)는 기본적으로 기업의 입장에서 일반 기술에 대한 투자보다는 특정 기술에 대한 투자를 실시하려는 유인이 있고, 경쟁적인 노동시장에서 근로자들은 일반 기술에 대한 투자를 할 유인이 있기 때문에 시장에서 필요한 숙련도는 달성될 수 있다고 주장하였다. 그러나 이러한 인적자본이론의 논의를 따르면 기업 입장에서는 계약기간이 정해진 비정규직 근로자들의 인적자본에 투자할 유인이 낮기 때문에 실제 시장에서는 완벽한 숙련 수준이 달성되기 어렵게 된다(Acemoglu and Pischke, 1999).

산업구조의 중요성을 강조하는 연구는 최근 서비스업 고용 비중이 증가하고 있기 때문에 이러한 산업의 구조적 변화가 노동시장에 미치는 영향에 대해 주목하고 있다. Autor and Dorn(2013)은 컴퓨터와 사무자동화의 도입으로 저숙련 근로자들이 주로 종사했던 생산직, 기능원 및 조작원, 사무직(행정지원) 및 단순판매직의 임금수준이 낮아졌고, 이 분야에서 고용가능성도 낮아지고 있다고 분석하고 있다. Wren(2013)은 서비스 산업을 고생산 서비스와 저생산 서비스로 구분하여 생산성에 따른 서비스 산업의 구성이 노동시장의 구조를 결정할 수 있다고 주장하였다. 그녀의 주장에 따르면 상위소득자들 사이의 임금불평등이 높으면 높을수록 지식 산업에 기초한 고생산성 서비스 고용이 늘어나는 경향이 있고, 이러한 고생산성 서비스 산업에서 고용이 늘어나면 일반 서비스에 대한 수요가 늘어나 저생산성 서비스에 대한 고용도 증가시킬 수 있다.

산업과 기술을 강조하는 시각은 최근 제조업의 축소와 ICT 기술의 발달로 고숙련에 대한 수요가 높아져 저숙련 근로자를 위한 일자리가 줄어들었고, 이에 따라 저숙련 근로자들의 상대적 임금이 낮아졌다고 주장하고 있

다. 그러나 이에 대해 반론을 제기하는 연구들은 저숙련 근로자의 상대적 임금의 하락 수준이 국가마다 다르며 이러한 차이가 나타나는 배경에는 노동시장제도 혹은 정책의 영향이 있다고 주장한다. 관련 문헌에 대해 다음에서 검토하고자 한다.

## 2. 노동시장제도와 정책이 저임금·불안정 근로에 미치는 영향에 대한 연구

### 1) 직업교육훈련제도<sup>4)</sup>에 대한 연구

직업교육훈련제도(Vocational Education and Training)는 한 국가의 기술 수준을 결정하는 제도로 인적자본 투자정책의 근간을 이루는 제도라고 할 수 있다. 기존 선행연구는 직업교육훈련이 기업의 활동과 얼마나 연계되어 있는지, 그리고 국가의 역할은 어느 정도인지에 따라 직업훈련제도의 성격이 달라진다고 보고 이 같은 제도의 특성이 노동시장의 성과에 미치는 영향을 분석하고 있다.

Allmendinger(1989)는 교육시스템이 노동시장에서의 결과(직종과 고용 형태)에 미치는 영향에 대해 연구하였다. 그녀는 미국의 대학교육과 같이 선별시스템이 강하고 차별적인 커리큘럼으로 교육하게 되면 교육수준은 같아도 노동시장에서의 결과가 다를 가능성이 높고, 반대로 선별시스템이 약하고 동질적인 커리큘럼으로 교육하게 되면 교육수준과 노동시장에서의 결과가 일치할 가능성이 높다고 분석하였다. 예를 들어, 독일에서는 초등학교 졸업 이하의 교육이수자는 저숙련 노동자가 되지만, 중학교 졸업자는 도제 교육의 기회를 통해 숙련노동자가 될 가능성을 제공받고, 고등학교 졸업자

---

4) 일반적으로 정규교육과정 중에 받는 직업훈련 프로그램은 직업교육, 그 외의 프로그램은 직업훈련으로 구분되어 왔다. 그러나 최근에 와서는 두 개념을 구분하지 않고 직업교육훈련(Vocational education and Training, VET)이라는 개념으로 통칭하고 있다(주인중 외, 2000). 그 이유는 두 개념의 구분이 모호하기 때문이다. 예를 들어 중·고등학교에서도 기업이 참여하는 실습위주의 견습 프로그램을 진행하고 있는데 이는 일반적인 직업훈련과 뚜렷하게 구분되기 어렵다. 따라서 본 연구도 직업교육과 직업훈련을 명백히 구분하고 있지 않으며 이를 직업훈련으로 통칭하여 부르고 있다.

는 산업근로자나 사무직 근로자가 될 가능성이 높다. 또한 독일에서 직업학교 이수증(Volksschulabschluss)은 고용주에게 지원자에 대한 비교적 정확한 정보를 제공하지만, 미국의 직업훈련은 고용주에게 그러한 정보를 제공하지 않기 때문에 임시직 일자리를 통해 그의 능력을 파악할 수밖에 없다. 즉, 독일에서 졸업한 고등학생은 미국에서 졸업한 학생들 보다 교육과 직종의 연계정도가 높고 이렇게 교육내용과 직종의 연계수준이 높게 되면 직장을 이전할 확률도 낮아지게 된다.

Estevez-Abe, et al.(2001)은 직업훈련제도가 임금 격차에 미치는 영향을 연구했다. 이들은 산업(혹은 기업) 특정적 기술을 이전하는 직업훈련의 비중이 높으면 일반 기술에 의존하는 경제보다 임금구조가 더 평등하다고 주장하였다. 독일과 같이 후기중등교육기에 견습제도를 통한 직업훈련제도를 운영하고 있는 국가들에서는 기업의 참여율이 높은 직업훈련제도가 경쟁적으로 유지되고 있고, 따라서 교육수준이 낮은 취약계층도 숙련노동자가 될 기회와 높은 임금수준을 누릴 기회에서 배제되지 않을 수 있다. 반대로 일반적 기술을 중시하는 직업훈련제도는 교육수준이 높은 집단에게 노동시장 진입부터 프리미엄을 제공하게 되며 교육수준이 낮은 집단은 저임금·저숙련 근로의 덫에 빠질 가능성이 높아진다.

한편, 국가 전체적인 숙련도를 결정하는데 숙련형성과정(skill formation)을 중시하는 연구들이 있다. 이러한 연구는 한 국가가 숙련의 활용(skill utilization)을 극대화하기 위해서 숙련형성(skill formation)과 유지(skill maintenance)라는 인적자원의 활용이 중요한데, 이러한 개입과정에서 어떤 주체가 더 큰 역할을 맡는지는 역사적, 제도적 선택이 영향을 미치게 된다고 주장하고 있다. Busemeyer(2009)는 직업교육과 직업훈련의 빈도가 중요한 것이 아니라 숙련형성과정에서 기업의 참여가 중요하다고 주장하고 있는데, 그 이유는 직업교육과 훈련을 통해 배우는 기술이 일반적인 기술인지 혹은 산업 혹은 기업 특정적인 기술인지가 노동시장에서의 결과에 중요하게 영향을 미칠 수 있기 때문이다.

Busemeyer and Trampusch(2012)는 Busemeyer(2009)의 논의를 더욱 발전시켜 공공부문과 민간부문의 기술에 대한 투자수준을 기준으로 숙련형성(skill formation)과 관련한 직업훈련제도를 분석하기 위한 분석틀

을 제공하고 있다. 아래 [표1]에서 볼 수 있듯이, 이들은 후기중등교육기의 직업교육에서 정부의 역할이 강조되는 집합주의(collectivist) 제도 유형 중에서도 민간의 참여 수준이 높은 독일, 오스트리아, 스위스, 덴마크와 같은 국가와 그렇지 않은 국가를 구분하고 있다. 다음으로 후기중등교육에서 직업교육이 정규교육과 크게 구분이 되지는 않는 미국, 영국, 일본 중에서 일본의 경우 재직근로자의 직업훈련에 대한 기업의 투자 수준이 높아 따로 구분하여 분류하고 있다.

표 1 숙련형성과 관련한 직업훈련제도의 유형구분

		직업훈련에 대한 기업의 투자	
		Low	High
직업훈련에 대한 공공의 투자	H i g h	집합주의, 국가중심 (Collectivist, state-based) 핀란드, 노르웨이, 스웨덴, 프랑스	집합주의, 민간후원제도 (Collectivist, firm-sponsored) 독일, 오스트리아, 스위스, 덴마크, 네덜란드
	L o w	자유주의 제도(Liberal) 미국, 영국	분절적제도(Segmentalist) 일본

(자료) Busemeyer and Trampusch(2012)

Busemeyer and Iversen(2012)은 위의 분석틀을 활용하여 기업의 직업훈련에 대한 투자수준(후기중등교육수준의 직업교육에서 도제교육을 받는 학생의 비중)이 높을수록 청년실업률은 낮아지지만, 이때 임금협상제도가 조절변수로 작용한다고 주장하였다. 즉, 임금협상제도가 분권적인 경우 공공의 투자는 물론이고 기업의 투자가 청년실업에 큰 영향을 미치지 못하였다는 것이다. 그러나 위 연구는 주로 후기중등교육기의 숙련형성제도와 임금협상제도에 초점을 맞추고 있기 때문에 직업훈련제도의 일부분만 분석 대상에 포함하고 있다는 점과 분석 대상 국가에서 영국, 일본, 한국 등의 국가를 포함하고 있지 않다는 점에서 한계가 있다고 할 수 있다.

한편, 숙련형성의 과정은 크게 초기직업훈련(intial vocational education and training, IVET)과 평생직업훈련(continuing vocational education and traning, CVET)으로 나눌 수 있다. 국가에 따라 두 가지

는 구분 되어 운영되기도 하고 혼합되어 운영되기도 한다. 숙련형성에 대한 기존 연구는 주로 초기직업훈련(IVET)에 주목하고 있는 반면, 최근에는 평생직업훈련(CVET)이 빠르게 변하는 노동시장환경에서 능력개발을 위한 수단으로 중시되고 있다.

평생직업훈련제도(CVET)는 국가마다 그 역사와 사회문화적 환경에 따라 다양하게 운영되고 있는데, 독일과 프랑스 같은 국가는 직업훈련의 규모, 내용, 표준, 재정지원방식 등이 주로 기업과 노조에 의해서 결정되고 유럽의 다른 국가에서는 주로 공공기관에서 결정하는 경우가 많다. 영국은 기본적으로는 자유주의 모델이지만 국가도 중요한 역할을 수행하는 것으로 알려져 있다(CEDEFOP, 2015). 평생직업훈련제도(CVET)에 대한 연구는 최근에 와서야 관심을 받기 시작했기 때문에 관련 연구가 많이 축적되지 않았다. 그러나 평생직업훈련의 규모와 투자수준, 내용은 직장협의회(work council)와 상공회의소(chambers of industry and commerce)와 같은 고용주단체와 정부의 역할의 영향을 받게 되므로 초기직업훈련(IVET)과 비슷한 가버넌스 구조를 가졌다고 할 수 있다. 예를 들어, 영국의 경우 기업특수적인 기술을 배우는 단기 훈련이 많고 네덜란드는 노조가 적극적으로 산업단위에서 일어나는 직업훈련에 대한 개입의 수준이 높다(Pavlopoulos, Muffels and Vermunt, 2009).

그러나 이미 노동시장에 진입한 근로자를 대상으로 하는 평생직업훈련은 노동시장의 구조와 초기직업훈련(IVET)의 투자수준에 영향을 받을 가능성이 높아진다. 관련하여 이중노동시장구조에서는 기업의 비정규직 근로자에 대한 투자 수준이 낮은 편으로 알려져 있고(Landier and Blanchard, 2002; Booth, Francesconi and Frank, 2002), 같은 생산레짐(CMEs) 내에서도 초기직업훈련(IVET)에서 기업의 참여가 더 낮은 네덜란드와 같은 국가에서 독일에 비해 상대적으로 평생직업훈련(CVET)이 중요하다는 연구결과도 있다(Allart, Bellmann and Leber, 2009).

## 2) 적극적 노동시장정책에 대한 연구

노동시장에서 숙련도가 낮은 취약계층을 위해 지원하는 대표적인 정책

중 하나는 적극적 노동시장정책이다. 적극적 노동시장정책은 정부가 노동시장의 문제를 해결하기 위해 직업훈련, 고용창출, 고용배치(replacement)를 실시하는 것을 말한다. 본래 적극적 노동시장정책은 대규모 실업이 예상되는 시기에 대량 실업을 방지하기 위해 직업훈련을 통한 유급휴직제도를 운영하거나 공공분야에 고용을 창출하고, 숙련기술이 부족하거나 산업재구조화가 필요한 시기에 노동수요를 맞추기 위해 직업훈련제도를 운영하는 제도였다. 그러나 최근에는 불완전노동시장의 특성으로 인해 노동수요와 공급 간 미스매치를 줄일 수 있도록 지원하는 서비스와 근로연계복지의 일환으로 구직에 대한 인센티브 제공과 취업계층의 구직을 돕는 고용지원금 등의 형태로 다양하게 발전하고 있다.

노동시장의 상황과 경제상황에 따라 시대적으로 선호하는 노동시장정책이 달랐다고 주장하는 연구들이 있다. 대표적으로 Bonoli(2010)는 2차 대전 후에 스웨덴, 독일, 프랑스 등에서 경제성장에 따라 노동수요가 증가한 반면, 기술자 공급은 부족하였기 때문에 주로 직업훈련정책에 투자하였지만, 1970년대 중반에서 1990년대 중반 사이의 경기 후퇴와 산업 재구조화로 인해 증가한 실업과 같은 사회적 문제의 해결을 위해 고용창출 형태와 같은 노동시장정책의 비중이 높았다고 했다. 이후 1990년대 중반에서 2000년대 후반에는 경제상황이 나아지자 고용지원이나 인센티브 형태의 노동시장정책이 증가하였다<sup>5)</sup>.

적극적 노동시장정책(ALMP)이 중요해 지면서 최근 적극적 노동시장정책의 유형 구분에 대한 연구들이 나오기 시작했다. Torfing(1999)은 직업훈련을 통한 인적자본습득을 중시하는 적극적 노동시장정책(offensive workfare)과 인센티브를 중심으로 제재와 급여를 제공하는 방어적 노동시장 정책(defensive workfare)을 구분하였고 Bonoli(2010)도 Torfing(1999)의 구분방식에 기초하여 적극적 노동시장정책의 성격을 구분하였다. 최근에 주목받고 있는 고용지원과 인센티브 형태의 노동시장정책은 1970년대 말 경제위기 이후 시장의 자율성, 작은 정부를 지향하는 신자

---

5) 고용창출정책은 특히 공공 및 비영리 분야에서 단기 혹은 영구적으로 공공근로를 할 수 있게 하는 정책을 말하고, 고용지원정책은 기본적으로 노동수요자와 공급자간 정보를 제공해 주고 매칭해주는 방식으로 고용률을 높이는 정책이다.

유주의 이념의 영향력이 작용했다고 볼 수 있을 것이다. 한편, Rueda(2015)는 1980년대 중반에서 1990년대 중반에는 적극적 노동시장 정책에 대한 투자가 실업의 감소에 어느 정도 효과를 발휘했지만, 2000년대에 들어서면서 적극적 노동시장의 효과는 과거에 비해 감소되었다고 했다고 하면서 그 원인을 다음과 같이 분석하고 있다. 기존의 적극적 노동시장 정책이 복지적인 측면과 생산성 향상을 강조했다면(de-commodifying welfare state), 2000년대에 들어서 주로 고용을 조건부로 지원을 하는 조건부정책(conditionality)과 직장 탐색과 관련한 기술에 투자하는 활성화 정책(activation)에 초점을 두게 되었고, 따라서 적극적노동시장정책(ALMP)이 저숙련 근로자들의 생산성을 높이는 방식으로 실업률을 낮추기 보다, 고용성과를 높이는 것을 목표로 하기 시작했다는 것이다. Bonoli(2010) 또한 2000년대에 들어 적극적 노동시장정책이 신자유주의 근로복지 정책의 연속선상에서 진행되어 왔고 주로 서비스 분야의 고용촉진 정책에 초점이 있었다고 주장하였다.

적극적 노동시장정책에 대한 연구는 지출수준에 대한 비교·분석에서 구체적인 프로그램에 대한 비교·분석으로 발전해 왔다. 이러한 흐름은 직업훈련 위주에서 고용서비스 등 다양한 정책수단이 활용되기 시작한 것을 반영한 것이라고 할 수 있다(OECD, 2000). 그동안 적극적 노동시장정책 수단 중 주목을 받아 온 수단은 공공부문 등에서 정부가 직접 고용을 창출 프로그램과 전통적인 직업훈련 프로그램, 그리고 비교적 새로운 수단인 고용지원 프로그램이라고 할 수 있다.

### 3) 고용보호제도에 대한 연구

고용보호제도는 숙련기술자를 채용하여 충성도를 높이고 장기근속을 유도하는 수단으로 활용되어 왔다. 그러나 1970년대 말 이후 많은 유럽국가에서는 경제위기 상황에서 실업문제를 해결하기 위해 고용보호 수준을 낮추는 유연화 정책들이 도입하기 시작했다(Esping-Andersen, 1999). 노동시장 유연화 정책이 실시된 이후 각 기업은 보다 쉽게 근로자를 해고하고, 임시직 활용을 허용하거나 근로시간을 유연화 하였다.

Atkinson(1984)은 이 같은 기업의 유연화 전략을 그 특성에 따라 수량유연성(numerical flexibility), 보상유연성(financial flexibility), 기능적 유연성(functional flexibility)으로 구분하였다. 수량유연성은 임시직 등 다양한 고용형태를 활용하는 전략이고, 보상유연성은 임금체계를 기업의 성과와 연계 시키는 전략을 의미하며, 마지막으로 기능적 유연성은 내부인력의 역할체계를 비용 없이 바꾸거나 근로자를 업무, 지위, 작업장에 관계없이 전환하는 전략을 말한다. 이러한 정의에 따르면 비정규직 근로의 증가 현상 등 고용형태에 기초한 노동시장 유연화 정책은 주로 수량유연성과 관계가 있다고 할 수 있다.

선행연구는 정규직에 대한 고용보호와 비정규직에 대한 고용보호를 구분하고 있는데, 그 이유는 정규직에 대한 고용보호와 비정규직에 대한 고용보호가 노동시장에 주는 결과가 다르기 때문이다<sup>6)</sup>. Estevez-Abe et al.(2001)은 고용보호제도와 충분한 실업보험제도가 기업특정적 기술이나 산업 특정적 기술에 투자할 수 있도록 하는 결과를 낳았다고 분석하고 있지만 정규직 고용보호가 기술의 효율적인 활용에 악영향을 끼친다는 주장도 있다(Adalet McGowan and Andrews, 2015). Booth, Dolado and Frank(2002)는 정규직 고용보호가 임시직 비중을 증가시키는 효과가 있지만, 비정규직에 대한 고용보호는 임시직 비중과 관계가 없다고 분석하고 있다. Blanchard and Landier(2002)는 노동시장에서의 유연화가 내부자의 정치적 영향력으로 인해 주로 외부자에서 일어나는 현상을 포착하고, 프랑스에서 일어난 이러한 부분적 개혁(partial reform)이 고용에 미치는 효과가 크지 않지만 노동시장을 왜곡하여 이직률을 높이고 근로자의 복지수준을 낮추는 결과를 야기하였다고 분석하고 있다. 또한 기간제 근로를 활용하게 됨으로써 기업들은 위험을 감수하고 생산성이 높은 근로자를 뽑아 교육시키기 보다는 임시직으로 직원을 뽑아서 해고비용이 낮을 때 해고하는 경향을 보였다고 분석하고 있다. Dolado, Serrano and Jimeno(2002), OECD(2004, 2006)도 같은 입장에서 부분적 개혁이 실효성이 없다고 비

---

6) OECD는 정규직 근로자에 대한 개별적 혹은 집단적 해고를 엄격하게 규제하는지를 기준으로 고용보호 수준을 측정하고 있고, 비정규직에 대한 고용보호 수준은 기간제 근로 등 고용계약이 한시적인 근로자를 활용하는데 대한 규제 수준으로 측정하고 있다.



판하였다.

노동시장 유연화가 경제활동참여율을 높였는지에 대한 실증연구 결과도 엇갈리고 있다. 정규직에 대한 고용보호의 완화는 장기적으로 고용 상황을 나아지게 한다는 연구결과가 있으나 단기적으로는 오히려 고용이 감소할 수 있다는 분석도 있다(OECD, 2016). Bentolila et al. (1994), Saint-Paul(1996), Cabrales and Hopenhayn(1997)과 같은 연구는 임시직 고용을 더 많이 허용하는 방식으로의 노동시장유연화가 내부자의 고용을 보호하면서도 실업을 줄였다고 분석하고 있지만, Cahuc and Postel-Vinay(2002)는 고용보호제도가 고용률에 미치는 영향이 명확하지 않은데, 그 이유는 이 같은 방식의 유연화가 채용(hiring)과 함께 해고(firing)도 증가시키기 때문이라고 분석하고 있다.

#### 4) 임금협상제도와 최저임금제도에 대한 연구

‘자본주의의 다양성(Varieties of Capitalism)’ 연구를 비롯한 레짐 연구자들은 노동시장의 성과 변수 중 하나로 임금불평등 수준에 주목하고 있다. 이들은 임금불평등 문제를 고위소득자와 중위소득자간 혹은 중위소득자와 하위소득자간 임금격차 축소(wage compression)의 문제로 정의하고, 임금협상제도가 집권화(centralization) 수준과 임금불평등 수준의 관계에 대해서 분석하고 있다. Iversen and Soskice(2010)는 집권적인 임금협상 체제에서는 분배정책의 혜택을 향유하는 노동자의 범위가 넓어 숙련노동자와 반숙련노동자 사이에 연합이 더 잘 일어나며, 이러한 연합이 직업훈련에 대한 공공투자의 수준을 높이는데 기여하여 국가 전체적으로 (반)숙련노동자의 규모를 증가시키는 효과가 있다고 주장한다. 관련 연구들은 임금불평등 수준에 영향을 줄 수 있는 변수로 주로 노동조합 조직률, 임금협상제도, 정부의 좌파성향 등을 고려하고 있다(Rueda and Pontusson, 2000). 임금협상제도의 집권화 수준(bargaining concentration)은 노조조직률과 관련성이 높기 때문에(Wallestein and Western, 2000) 이를 측정하기 위해 노조조직률 변수 그 자체를 활용하거나 임금협상제도의 집권화 수준을 측정하기 위해 개발된 지표를 활용하기도 한다<sup>7)</sup>.

노동조합 조직률에 대한 연구는 대체적으로 노조조직률이 임금불평등을 낮추는 경향이 있다고 보고하고 있다(Freeman, 1980; Wallestein, 1999). Iversen and Soskice(2010)는 노조조직률이 높고 집권화된 임금협상체제 하에서는 저숙련 및 반숙련 근로자에 대한 직업훈련에 투자를 많이 하기 때문에 고숙련 근로자에 비해 이들의 상대적인 임금수준이 낮아지지 않을 수 있다는 분석 결과를 제시하고 있다. 그러나 노동조합의 규모가 임금구조에 미치는 영향에 대해 Acemoglu(2002)는 미국과 영국에서 탈조합화는 1950년대에 시작되었지만 당시 임금불평등 수준은 높지 않았다는 사실을 그 증거로 들면서 두 변수 간의 관계에 대해 회의적인 견해를 보이고 있다.

저임금 근로자의 상대적 임금 수준에 영향을 미칠 수 있는 또 다른 제도 중 하나는 최저임금제도이다. 최저임금제도가 노동시장에 미치는 영향에 대한 분석은 경제학 분야에서 가장 활발하게 연구되어 온 주제이다. 그러나 기존의 연구가 최저임금이 취약계층의 고용에 미치는 영향에 대해 명확한 답을 주고 있는 것은 아니다. 신고전파의 완전경쟁시장모델을 가정하면 최저임금은 저임금 근로자의 규모를 줄일 수 있지만, 수요독점모델이나 효율임금가설에 따르면 최저임금을 도입해도 저임금 노동시장 규모는 변화가 없거나 오히려 고용이 증가하는 결과가 나타날 수 있다. Stigler(1946)는 수요독점 상황에서 임금은 경쟁 균형 이하로 형성되는데, 이 때 최저임금은 협상력이 약한 저임금 근로자들에게 보상을 해주는 역할을 해주고, 이들의 고용을 증가시켜주는 역할을 할 수 있다고 하였다. Machin, Manning and Rahman(2003)은 저임금 노동시장에서 실제로 이러한 수요독점 상황이 자주 있으며, 따라서 최저임금이 저임금생활자들의 삶의 질을 향상시킬 수 있을 것이라고 하였다.

하지만 Acemoglu(2002)는 미국에서 실질 최저임금의 하락이 임금불평등 증가의 원인이 될 수 있지만 임금구조 자체를 변화시키는 것은 아니라

---

7) Iversen은 1973-1995년 동안 15개국(호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 이탈리아, 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국) 임금협상제도의 집권화 지표를 개발하여 공개하고 있다.

(관련 웹페이지 <http://www.people.fas.harvard.edu/~iversen/centralization.htm> 참조)

고 주장하였다. 그 이유는 남성근로자 중에서 소수만이 최저임금의 영향을 받기 때문이다. Brown et al. (1982)의 연구에서는 최저임금이 10% 인상되면 10대 및 20대 초반 연령대에서 고용이 감소한다고 하였다. 그러나 Machin and Manning(1994), Card and Krueger(1995), Linde Leonard, Stanley and Doucouliagos(2014) 등의 실증연구에서 고용에 변화가 없거나 오히려 증가하였다는 보고를 하고 있다. 이에 대해 Hirsh, Kaufman, and Zelenska(2011)는 최저임금의 대폭인상조차 다른 비용인상과 비교하면 미미한 측면이 있고, 고용주는 해고 이외에도 가격인상, 이윤율인하, 임금격차축소, 노동이동감소, 높은 성과기준 등 다른 조정채널을 통해 임금상승의 압력을 완화할 수 있으며, 따라서 고용률에 대한 영향이 크지 않을 것이라고 분석하고 있다.

## 5) 실업보험제도에 대한 연구

실업보험제도의 적용범위(coverage)와 급여의 관대성(generosity)은 실업 상황에 있는 저숙련 근로자들의 구직노력과 의중임금(reservation wage) 수준에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 관련 선행연구 중 Mortensen(1977), Meyer(1990), Card and Levine(2000) 등은 저숙련 근로자에게 지급되는 실업급여 수준이 높으면 구직노력이 줄어들게 되므로 실업률이 높아진다고 분석하고 있다. 실업급여가 특히 저숙련 근로자들에게 영향을 미치는 이유는 실업보험의 특성상 중·고숙련자 보다는 저숙련 근로자들의 임금대체율이 높기 때문이다(Nickell and Bell, 1995; Esping-Andersen, 1999). 반면, 실업급여의 관대성이 실업률에 주는 영향은 없다는 연구(Nickell and van Ours, 2000; Lalive, R., Van Ours, J., and Zweimüller, 2006)도 있다. Oesch(2010)는 실업보험 수급자는 실업보험을 받게 되면서 적극적 노동시장 프로그램에도 참여하기 때문에 실업보험제도의 관대성이 반드시 실업률을 높이는 것은 아니며 효율적인 직장탐색을 돕고 생산성을 향상시켜 실업자를 좀 더 좋은 일자리로 유도하는 효과가 있다고 주장하고 있다.

다음으로 본 연구의 초점이 저임금·불안정 근로에 있기 때문에 실업보험

이 저임금, 불안정 근로의 규모와 관계가 있을지에 대한 선행연구를 검토할 필요가 있을 것이다. Tatsiramos and Ours(2014)는 실업급여의 관대성(급여, 기간)을 낮추면 실업률은 낮출 수 있을지 모르지만 실업 이후 직장의 질도 낮출 수 있다는 점을 시사하고 있다. 관련하여 Blau and Robins(1986), Classen(1977), Addison and Blackburn(2000) 등은 실업급여가 관대하더라도 실업 이후 재고용된 직장에서의 임금수준이 더 높아진다는 보장은 없다고 주장하고 있다. Tatsiramos(2009)는 실업급여의 수준이 높은 덴마크, 독일, 프랑스, 스페인 등에서는 실업급여가 낮은 수준인 그리스, 이탈리아 보다 실업급여가 고용안정성에 미치는 영향이 더 크다는 증거를 제시하고 있다.

한편, Estevez-Ave et al.(2001) 등의 연구는 실업보험제도와 산업 특정적 기술(industry-specific skills)의 연관성을 강조한다. 관대한 실업보험제도 하에서 특수 기술을 가진 근로자는 실업 상황에 처하더라도 보유한 기술에 맞는 적절한 직장을 찾을 때까지 소득보호를 제공받을 수 있기 때문에 특수 기술에 대한 투자의 기회비용이 낮을 것이기 때문이다. 이러한 연구는 실업급여의 관대성이 근로자가 실업에 처했더라도 저임금·불안정 근로자가 되는 확률을 낮추는 기제가 될 수 있음을 시사하고 있다.

### 제3절 직업훈련과 노동시장 성과에 대한 이론과 선행연구

직업훈련이 개인의 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 이론은 인적자본이론, 신호-선별이론, 이중노동시장이론으로 요약될 수 있다. 인적자본이론은 직업훈련이 인적자본의 축적에 영향을 미쳐 고용 성과를 높인다고 주장하고, 신호-선별이론에 의하면 직업훈련이 고용주에게 신호로 작용하고(Spence, 1973), 고용주는 그러한 신호를 선별하는 과정을 거쳐 채용을 하게 된다. 인적자본이론과 신호-선별이론과의 가장 큰 차이는 교육수준이

개인의 생산성을 반영하는 것인지 아니면 단순히 신호로 작용하는지에 대한 가정이다. 이중노동시장에 대한 연구도 미시적인 수준에서 직업훈련이 고용성과에 미치는 영향에 대한 설명을 제공하고 있다.

## 1. 인적자본이론과 신호-선별이론<sup>8)</sup>

인적자본이론은 학력과 기술의 차이가 임금보상에 영향을 미친다고 주장한다. 이 이론에 따르면 개인은 교육과 직업훈련을 통해 인적자본을 축적하여 고용가능성과 임금 수준을 높일 수 있다. Gary Becker는 정규학교 교육 뿐 아니라 취학전 교육, 졸업 후 직업훈련, 생산적 가사노동까지 인적자본의 축적에 기여한다고 하였다(Acemoglu and Pischke, 1999). Mincer(1974)는 임금을 교육연수와 노동시장 경험(경력)의 함수로 규정하였고 이후 많은 학자들이 Mincer의 모형(Mincerian equation)을 분석에 활용하였다. 반면, Heckman과 같은 학자는 실업자에 대한 직업훈련의 효과는 제한적이며 성인이 직업훈련을 통해 누릴 수 있는 고용효과 보다는 유년기나 청소년기에 실시되는 교육투자가 훨씬 효과적이라고 주장한다(Heckman and Lochner, 2000). 그 이유는 인적자본의 축적에 영향을 미치는 요소는 주로 유아기에 형성되는 아이큐(IQ)와 같은 인지적 요소와, 자기규율, 끈기, 신뢰성과 같은 비인지적 요소이기 때문이기 때문이다(Heckman, 2000).

신호-선별이론을 주장하는 연구들은 인적자본이론이 실제 노동시장에서 개인의 고용 성과를 잘 설명하지 못한다고 하면서 그 증거 중 하나로 채용과정에서 고용주가 고학력자를 선호하는 이유가 높은 생산성 때문만은 아니라는 사실을 들고 있다. 선별모형(screening model)은 교육이 개인의 생산성을 보여주지만 정규 학교교육이 개인의 임금에 절대적으로 영향을 미치지 않으며 능력에 따라 다른 임금 보상을 가질 수 있다고 한다. 신호모형(Signalling model)은 교육수준이 높을수록 임금수준이 높다는 실증적

---

8) 선별모형과 신호모형은 그 가정에 있어서 일정부분 차이는 있지만 교육과 생산성의 관계에 대한 추정치가 비슷한 것으로 알려져 있다(박선하, 2013). 따라서 본 논문은 신호모형과 선별모형을 통합하여 신호-선별모형으로 이름 붙였다.

관계는 인정하지만, 그 원인이 생산성의 차이 때문이 아니라 고용주에 대한 신호효과 때문이라는 가설을 제시한다(Spence, 1973). 즉, 개인마다 생산성이 다른 배경에는 정규교육보다는 개인의 특수성에 달려있지만 개인의 이러한 생산성을 고용주는 관찰할 수 없으므로 교육수준이 단순히 신호로써 작용하는 것이지 개인의 생산성을 직접적으로 반영하는 것은 아니라는 것이다(박선하, 2013). 따라서 신호이론을 지지하는 학자들은 교육수준과 근로소득 간의 양(+)의 상관성이 인적자본이론을 입증하는 것은 아니라고 주장한다. 그러나 일생에 걸쳐 교육과 소득간의 양(+)의 상관관계가 유지되고 있는 것은 선별이론이 적합하지 않다는 것을 반증한다는 주장도 존재한다(Layard and Psacharpulos, 1974).

양가죽 효과(sheepskin effect)는 단기적으로 고용주가 근로자의 생산성을 알 수 없기 때문에 채용 과정에서 잠재적 근로자의 교육수준, 경험, 나이, 성적과 같은 특성을 고려하게 되는데 이 과정에서 교육수준을 크게 고려하게 된다는 내용이다(Psacharopoulos, 1975). 이 모형에 따르면 채용 및 임금보상체계에서 직업훈련과 같은 인적자본투자가 크게 중요하지 않을 수 있다. 관련한 연구로 김강호(2009)는 우리나라에서도 학력에 따른 임금 프리미엄이 있음을 확인하였지만, 채용 이후 직업훈련 참여에 따른 임금변화는 인적자본의 축적 요인보다도 기업의 제도적 구조에 의해 영향을 받는 것으로 결론을 내렸다. 그러나 양가죽 효과도 기업의 크기(Bauer, Dross and Haisken-DeNew, 2003)에 따라 혹은 경제발전정도와 노동시장 규모(Neuman and Ziderman, 1991; Middleton et al., 1993)에 따라 차이가 있다는 연구와 직업학교와 일반고등학교의 차이가 크지 않다는 연구(Bennell, 1996; Bennell and Segerstrom, 1998) 등 다양한 연구가 이루어져 왔다.

최근 관련 선행연구는 직업훈련의 고용효과를 분석할 때 인적자본이론, 신호-선별모형 혹은 양가죽 효과에 기초 하거나 숙련편향기술발전이론이 강조하는 기술에 대한 수요 측면을 고려하여 고용가능성과 임금격차를 설명하고 있다(김강호, 2009). 직업훈련의 효과성을 인정하는 연구 또한 직업훈련 참여의 자체가 중요하다는 연구와 직업훈련 내용이 중요하다는 연구로 구분되고 있다.

## 2. 이중노동시장이론과 직업훈련의 효과성

직업훈련에 참여하는 것이 고용가능성을 높이고 미래 소득을 높이게 된다면 개인은 직업훈련의 기회비용을 감수하고 훈련에 참여할 것이다(Booth and Bryan, 2002). 그러나 이러한 메커니즘은 크게 두 가지 가정에 기초하고 있다. 직업훈련의 기회비용이 개인에 따라 다르지 않고 직업훈련이 고용가능성과 미래 소득에 긍정적인 영향을 미칠 가능성을 높일 수 있다는 것이다. 두 번째 가정은 직업훈련이 고용안정성과 미래 소득에 영향을 미칠 수 있으며, 개인은 이러한 인과관계를 신뢰한다는 것이다. 그러나 이중노동시장이론은 위의 두 가지 경로에 다음과 같이 반론을 제기하고 있다.

첫째, 노동시장이 분절되어 있다면 취약계층에게 직업훈련기회가 제약이 될 수밖에 없다. 대부분의 국가에서 직업훈련의 주요 제공자는 기업이라고 할 수 있는데, 기업은 투자에 대한 회수를 생각하기 때문에 이직할 확률이 높은 비정규직 근로자 보다는 정규직 근로자에 투자하고자 할 것이기 때문이다. 따라서 기업은 저학력 집단보다는 고학력 집단을 대상으로 하는 직업훈련을 실시하는 경향이 있다(Marcotte, 2000; 김창환·김형석, 2007; 김강호, 2009). 따라서 기업의 저숙련 노동자들에 대한 인적투자 수준이 낮기 때문에 직업훈련의 비용이 저숙련 노동자에게 더 높을 수도 있게 된다. 이러한 비용 측면의 차이가 공공 직업훈련제도로 보완되지 못한다면 중국에는 교육훈련 기회에 있어서의 차이가 교육수준에 따라 다르게 나타나게 될 것이다. 관련하여 Finegold and Levenson(2003;2005)도 미국에서 저임금, 임시직 노동자들이 직업훈련에 참여하는 비율은 높지만, 직업훈련의 기회는 적다고 하였다.

둘째, 교육수준, 성별 등에 의해 노동시장의 분절이 일어나고 노동시장 간 이동성이 낮다면 이미 이차 노동시장에서 근로하고 있는 근로자는 기업 혹은 정부가 제공하는 직업훈련을 받는다고 하더라도 일차 노동시장에서 근로할 가능성이 높지 않을 것이다. 이러한 예측이 맞다면 장기적으로 이중 노동시장의 존재가 저숙련 근로자들로 하여금 직업훈련을 받을 유인을 낮추는 부정적인 결과를 제공할 수도 있다(Soskice, 1994). Lafer(1994)는 직업훈련 정책이 실패한 이유에 대해 해당 정책을 통해 적절한 기술만 가

지면 충분하다고 가정하기 때문이라고 주장하였다. 실제로는 직업훈련정책이 가정하는 바와 다르게 적절한 기술을 가져도 임금 수준이 높고 안정적인 일자리가 부족하기 때문에 직업훈련정책이 취업확률과 양질의 일자리에 취업하는 확률을 높이지 못한다고 지적하고 있다. 즉, 노동시장 이중화로 인해 취약계층이 채용될 수 있는 양질의 일자리가 부족하기 때문에 직업훈련의 효과가 나타나지 않을 수도 있다는 것이다.

비정규직 근로자가 정규직으로 근로하기 위해서는 크게 두 가지 경로가 있다. 하나는 같은 기업 내부 인사를 통해 정규직으로 전환되는 것이고, 다른 하나는 비정규 근로를 경력으로 다른 기업에 정규직으로 신규로 채용되는 것이다. 노동시장 유연화가 취약계층의 복지에 큰 영향을 주지 않는다고 주장하는 학자들은 대부분 비정규직 근로형태가 정규직 근로형태로 가는 가교 역할을 한다는 주장을 옹호하지만 이중노동시장을 주장하는 학자들은 비정규직 근로가 정규직 전환을 담보하지는 않는다고 주장한다. 정규직-비정규직간 전환율은 앞선 거시 연구에서 보았듯이 노동시장 환경에 따라 다르며 우리나라는 대체로 가교로써의 역할보다는 비정규직이 함정으로 작용하는 이중노동시장의 특성을 지닌 것으로 나타나고 있다(김태기·남재량, 2001).

이중노동시장이론은 분절된 노동시장에서 개인의 임금소득은 인적자본이 아니라 개인이 위치한 시장에 따라 결정된다고 주장한다. 특히 우리나라에서는 대기업 소속여부, 노조원인지여부, 정규직인지 여부(김훈, 2015)와 학력과 성별(이효수·류재술 1990; 이효수·황덕순, 1999)에 의한 분절에 의해 생산성 차이를 넘어서는 근로소득 격차가 발생할 가능성이 높다고 알려져 있다.

### 3. 직업훈련의 효과성에 대한 선행연구

#### 1) 청년 대상 직업훈련의 효과성에 대한 연구

Bonnal et al.(1997)은 프랑스에서 민간부문의 직업훈련은 교육수준이 낮은 남성 청년의 정규직 고용 확률을 높이지만, 직업학교자격증이 있는 청



년들에게는 효과가 없었고, 공공부문의 근로연계 프로그램(community job)은 참가자 중 교육수준이 가장 낮은(중등교육 이하) 참가자들에게 효과가 없다고 분석하고 있다. Larsson(2002)은 스웨덴에서 청년을 대상으로 한 직업훈련이 단기(1년)적으로는 고용가능성과 임금에 부정적인 영향을 미치지만, 2년 후에는 그러한 부정적인 영향이 나타나지 않았다는 것을 보여주었다. 이에 대해 Martin(1998)과 Heckman et al.(1999)과 같은 연구에서는 OECD 국가에서 일반적으로 청년에 대한 적극적 노동시장정책이 실패하고 있다고 결론 내리고 그 원인이 프로그램 자체의 충실성 문제와 고용주의 수요에 적절치 않은 훈련내용 때문일 수 있다고 주장하고 있다.

Nordlund(2011)는 노르웨이에서 직업훈련의 효과는 전 연령계층에 걸쳐 나타났지만 그 효과는 연령별로 다르다고 하였다. 즉, 청년층에게 직업훈련은 고용 불안정성을 탈출하는데 도움을 주었고, 노년층은 노동시장에 좀 더 오랜 기간 머무를 수 있게 하였다. 또한 직업훈련이 실업이후 고용된 직장에서 그 전 직장의 임금보다 낮은 수준의 직장으로 고용되는 것을 방지하는 효과를 가진다는 분석 결과를 보여주었다.

직업훈련이 졸업 후 첫 직장 구직에 영향에 대한 연구로 Corrales and Rodriguez(2004)는 스페인의 청년을 대상으로 실습이 중심이 되는 교육과정이 대학과 같은 일반 과정 보다 취업여부에 더 긍정적인 영향을 미쳤다고 분석하고 있다. Nguyne and Taylor(2003) 또한 미국에서 직업학교 졸업자가 일반 교육과정 졸업자 보다 구직기간이 짧다고 분석하고 있다. Biggeri et al.(2001)은 교육연수가 높은 경우 졸업 이후 첫 번째 직업을 가질 확률을 높여지고, 부모의 교육수준과 직종도 구직 확률에 영향을 미친다고 분석하고 있다.

국내 선행연구로 김우영(2002)은 청년패널 1차 자료(2001년)를 활용하여 교육수준과 자격증은 청년의 취업확률에 영향을 미치지만 직업훈련은 영향을 미치지 못한다고 하였다. 이상은(2005)에서 단순회귀 모형을 활용한 결과는 직업훈련이 청년의 취업 확률을 증가시키는 것으로 나타났지만, 고정효과 모형의 결과에 따르면 직업훈련이 취업가능성을 높이지는 않았다. 또한 하위집단별로 대학 재학 이상의 학력 집단과 20-24세 연령집단에게

직업훈련은 효과가 있었으나 고졸자에게는 특별한 효과가 없었다. 김승곤(2007)은 노동패널 청년층 부가조사자료를 활용하여 대학 미진학 청년층을 대상으로 한 직업훈련이 고용가능성과 임금에 어떤 영향을 미치는지 분석하였는데, 직업훈련의 취업효과는 유의미하지 않으나 임금효과는 큰 것으로 나타났다. 김강호(2009)는 청년패널자료를 활용하여 저숙련(낮은 학력 수준) 근로자가 직업훈련에 참여할 확률이 높으며 직업훈련이 초기 임금 대비 현재 임금 수준의 상승에 유의미한 영향을 미치고 있다고 분석하고 있다.

강순희(2012a)는 청년패널 1~4차 자료를 활용하여 직업훈련 참여가 정규직 취업여부와 일자리의 질(100인 이상 사업체 취업 여부, 임금 수준)을 높였는지 평가하였다. 분석 결과, 직업훈련은 정규직 취업가능성을 높이지는 못했지만 100인 이상 사업체로 취업할 가능성과 첫 직장에서의 임금 수준을 높이는 것으로 나타났다. 다음 [표2]에서 청년에 대한 직업훈련의 효과성을 평가한 선행연구의 연구결과를 요약하였다.

표 2 청년 대상 직업훈련의 효과성 분석(국내 선행연구)

연구자	데이터	종속변수	분석 방법	효과
김우영 (2002)	청년패널 1차 웨이브 (1차)	취업여부	프로빗모형	효과 없음
		로그 월 임금 로그시간당임금	단순회귀모형	효과 없음
		졸업후 첫직장까지의 기간	단순회귀모형	효과 없음
이상은 (2005)	청년패널 1차 웨이브 (1~2차)	취업여부	로짓모형	효과 있음
			고정효과모형	효과 없음
김승곤 (2007)	노동패널 3차 청년층 부가조 사 자료	로그 월 임금	단순회귀모형, 패널고정효과모 형	효과 없음
		취업여부	로짓모형	효과 없음
김강호 (2009)	청년패널 2차 웨이브 (1차)	로그 초기임금 대비 현재임금	Heckman의 2-stage	효과 없음
강순희	청년패널 2차	정규직 취업여부	Heckman의 2-stage	효과 있음
			로짓모형	효과 없음

(2012 a)	웨이브(1~4차)	100인 이상 사업체 취업여부	로짓모형	효과 있음
		로그 첫 임금 수준	단순회귀모형	효과 있음 (16.8%)

한국에서 청년 대상 직업훈련의 효과에 대한 선행연구는 주로 취업 여부에 초점이 있고 졸업 후 첫 직장에 취업한 청년을 대상으로 하기보다는 청년이라는 연령집단에게 직업훈련이 효과가 있는지를 분석하고 있다. 그러나 취업 이전과 이후를 구분하지 않고 직업훈련의 임금 효과를 추정하는 것은 한계가 있는데, 미취업자를 대상으로 하는 직업훈련의 목표와 취업자를 대상으로 하는 직업훈련의 목표가 다르기 때문이다. 일반적으로 미취업자를 대상으로 하는 경우에 직업훈련은 취업에 목표를 두고 있거나, 고용안정성이 높은 정규직 취업에 목표를 두고 있다. 반면, 재직자인 청년을 대상으로 하는 경우는 직업능력개발에 목표가 있으므로 두 직업훈련의 효과는 구분하여 측정되어야 할 것이다.

미취업 청년을 대상으로 임금 효과를 추정한 연구는 강순희(2012a)가 거의 유일하다고 할 수 있다. 그러나 강순희(2012a)는 내생성을 통제하기 어려운 일반회귀모형을 활용하면서도 직업훈련 경험에 영향을 주어 임금수준에 영향을 줄 수도 있는 통제변수(지역, 구직기간, 가구소득)를 포함하고 있지 않아 모형에 포함되지 않은 다른 변수들의 효과가 직업훈련의 효과로 나타날 수 있다는 한계가 있다. 특히, 직업훈련과 같은 훈련참여의 경우 자기선별의 문제(self-selection)와 지리적 선택의 문제(geographic selection)등을 통제하고 진정한 효과를 측정하는 것이 중요하므로 이러한 내생성(endogeneity)을 통제하고도 위와 같은 효과가 나타나는지 측정하는 연구가 필요한 것으로 보인다.

청년의 취업과 임금을 종속변수로 하는 연구에서는 직업훈련 외에도 다른 변수들이 노동시장의 성과에 영향을 미친다고 지적하고 있어 이를 고려할 필요가 있다. 대부분의 연구는 교육수준을 모형에 포함하고 있으며, 그 외에도 구직기간(이병희 외, 2002; 강순희, 안준기, 2010), 자격증(박천수, 2010), 개인의 특성 중 나이, 성별과 가구의 특성 중 결혼여부, 자녀유

무, 가구소득(우광호 · 안준기 · 황성수, 2010), 출신지역(박성재 · 반정호, 2005) 등을 독립변수로 고려하고 있다. 또한 임금을 종속변수로 하는 경우는 고용형태(김강호, 2009; 강순희 2012)와 기업규모(이상은, 2005; 강순희 2012)가 임금에 미치는 영향을 고려하고 있다. 한편, 학점(장원섭 외, 2000), 전공계열(박성준, 2004)의 중요성을 강조하는 연구도 있다.

## 2) 비정규직 대상 직업훈련의 효과성에 대한 연구

Fitzenberger and Speckesser(2007)는 독일에서 직업적 유연성을 높이고 경력과 기술개발을 목적으로 하고 있는 직업훈련 프로그램의 효과성에 대해서 연구하였다. 분석 대상 정책인 SPST(Specific Professional Skills and Techniques) 프로그램은 실업자 혹은 실업의 가능성이 높거나 비정규직인 취약계층에 대해 제공되는 프로그램으로 우리나라의 재직자 직업훈련프로그램과 비슷한 기능을 하는 프로그램이다. 분석 결과, 프로그램 참여 초기에는 고착화효과(lock-in effect)가 나타났지만 이후 긍정적인 고용효과가 지속적으로 나타났다. Lechner et al. (2011) 또한 서독의 공공직업훈련 프로그램이 단기적으로는 효과가 없었지만 4년 이후부터 효과가 나타나기 시작했다고 분석하고 있다.

국내 연구로 비정규직을 정책대상으로 한 직업훈련의 평가에 대한 연구는 주로 정규직 전환효과와 임금효과를 정책의 목표로 보고 이에 대한 효과성을 평가하고 있다. 정규직 전환효과에 대해서는 없다는 경우(채창균 · 김태기, 2009; 김철희 · 손유미 · 김민경 · 이지은, 2012; 강순희, 2012b)와 정규직 전환효과가 있다는 연구(이상준 외, 2011)와 일부 비정규직에게 있다는 연구(강순희 · 안준기, 2013)로 연구결과가 엇갈리고 있다. 임금효과에 대해서도 있다는 연구(채창균, 2009; 이상준 외, 2011; 강순희 · 안준기, 2013)와 없다는 연구(김철희 외, 2012)로 대립하고 있다. 선행연구마다 분석에 활용한 데이터와 분석 방법은 다르지만 대체로 통계청 경제활동인구조사의 ‘근로형태별부가조사’ 혹은 노동패널을 활용하고 있으며 분석 방법에 있어서 정규직 전환효과를 평가하는 경우 로짓분석, 그리고 임금효과를 측정하는 경우 패널 고정효과모형이나 성향점수매칭(PSM) 방식

을 활용하고 있다. 다른 연구와 달리 강순희·안준기(2013)의 연구는 비정규직을 기간제 근로, 반복갱신형근로, 용역파견직근로 등으로 구분하고 각 근로형태별로 정규직 전환효과와 임금의 효과를 평가하고 있다. 다음 [표3]에서 비정규직에 대한 직업훈련의 효과성을 평가한 선행연구의 연구 결과를 요약하였다.

표 3 비정규직 대상 직업훈련의 효과성 분석(국내 선행연구)

연구자	데이터	분석 방법	종속변수	효과
채 창 균 (2009)	통계청 경제활동 인구조사 ‘근로 형태별 부가조 사’	로짓분석	정 규 직 전환효과	없음 단, 본인이 부담한 경우는 있음
		일반회귀분석	임금효과	있음(3.7%)
이 상 준 외(2011)	통계청 경제활동 인구조사 ‘근로 형태별 부가조 사’	성향점수매칭	정 규 직 전환효과	있음
		성향점수매칭	임금효과	임금수준: 있음 임금증가액: 없음
김 철 희 외(2012)	통계청 경제활동 인구조사 ‘근로 형태별 부가조 사’	로짓분석	정 규 직 전환효과	없음
		성향점수매칭	임금효과	없음 단, 성향점수가중치를 이용 하면 4.3%
	노 동 패 널 (‘08~’10)	고정효과모형	임금효과	없음
강 순 희 (2012b)	한국노동패널	성향점수매칭	정 규 직 전환효과	없음
강 순 희 · 안 준 기 (2013)	통계청 경제활동 인구조사 ‘근로 형태별 부가조 사’	성향점수매칭	정 규 직 전환효과	기간제근로: 있음 특수형태·반복갱신·용역 파견직: 없음
			임금효과	있음 단, 비정규직 유지시 기간 제, 반복갱신형만 있음

위와 같은 연구를 포함하여 정규직 전환효과와 임금효과를 종속변수로 하는 연구에서는 인적자본 변수로 학력, 근속연수, 직업훈련을 고려하고 있

고, 개인적 특성으로는 성별, 나이, 배우자 유무를 근무하는 직장의 특성으로는 산업, 직종, 소속기업의 규모 등을 통제변수로 고려하고 있다.

## 제4절 한국의 직업훈련정책

### 1. 개요

기업 수준에서 직업훈련이 강도 높게 이루어지고 있는 일본과는 다르게 한국에서는 공공부문의 직업훈련이 주를 이뤄왔으며, 기업의 직업훈련 규모와 투자 수준은 높지 않은 편이다. 선행연구는 한국 기업들이 정부의 지원과 높은 정규교육 수준에 의존하며 기술수준을 높여왔다고 지적하고 있다 (Islam, 1994; Bennell, 1996). Jeong(1995)은 한국에서 독일과 같은 직업훈련제도를 도입하는 것은 실패하였으며, 제조업 분야의 기업은 직업훈련에 큰 관심을 보이지 않고 있고, 일본에 비해 그 수준이 크게 낮다고 평가하고 있다. 한국의 경제발전과 산업화 정도를 고려하면 직업훈련에 대한 기업과 정부의 낮은 관심은 예외적일 것인 것으로 보이는데 이는 아마도 한국의 산업구조, 직업교육 및 훈련제도와 연관성이 있을 것이다.

중화학 공업화 이전의 한국은 반숙련 노동자에 의존적인 산업구조를 가지고 있었기 때문에 기초교육과 제한적인 직업훈련정책으로 산업에서 요구하는 기술수요를 맞출 수 있었지만 산업화 전략이 중화학공업으로 변화되면서 부터 직업학교의 확대 등 정부의 개입 수준이 높아지기 시작했다. 이때 전문계 고등학교라고 불렸던 실업교육은 농업, 공업, 상업, 실업, 종합, 수산 및 해양, 예술 분야로 구분되어 있었고, 상업고등학교와 공업고등학교가 주가 되었다(김진균, 1978). 또한 남성 기능공 중심의 산업인력을 기르기 위해 1973년 이후 공업고등학교 특성화 정책을 실시하였고 지정된 공업학교는 정부의 대폭적인 지원을 받았다(이지연, 2015).

전문계 고등학교는 1990년대 중반 이후 감소하기 시작했고, 재학생들의 대학진학 욕구가 높아져서 전문계 고등학교 졸업생 중에서도 대학진학을 하는 경우가 더 많아졌다(고재성, 2008). 하지만 최근 대학졸업자의 낮은 취업률과 고등학교 졸업자에 대한 채용 권고 정책 등으로 전문계 고등학교

에 해당하는 특성화 고등학교와 기술장인을 육성하는데 목적이 있는 마이스터고에서 대학진학률은 낮아지고 취업률은 높아지고 있다(양정승·김유미, 2014).

이러한 직업훈련에 대한 수요 변화와 마찬가지로 성인의 직업훈련에 대한 수요도 변화를 겪었다. 1990년대 이후에 기술 양성에 대한 수요가 감소하고, 기술변화에 적응하기 위한 기술 향상에 대한 수요가 증가한 것이다. 따라서 정부의 직업훈련제도도 직업훈련의무제에서 고용보험을 기초로 한 직업능력개발사업으로 발전해왔다(최영섭 외, 2009).

한국의 직업훈련정책은 크게 두 종류로 나눌 수 있다. 하나는 실업자재취직훈련이고 다른 하나는 재직근로자 직업능력개발훈련이다. 실업자 재취직훈련은 고용보험의 도입 이후에도 크게 확대되지 않았으나, 1997년 외환위기 이후 대량실업사태가 발생하자 이에 대응하기 위해 실직자에 대한 직업훈련 규모를 확대해 갔다. 재직자 직업능력개발훈련에 비교할 때 실업자 직업능력개발훈련의 수혜인원은 적지만 1인당 비용은 실업자 직업능력개발훈련이 높은 편이다<sup>9)</sup>(아래 [표4,5] 참조).

표 4 실업자 직업능력개발훈련(인원 및 금액)

(단위: 천명, 억원)

	2007		2008		2009		2010		2011		2012	
	인원	금액	인원	금액	인원	금액	인원	금액	인원	금액	인원	금액
전직 실업자	65	1,526	71	1,609	88	2,497	207	2,349	280	2,002	227	1,683
신규 실업자	18	441	14	370	36	936	78	1,015	88	676	81	647
농어민 지역실 업자	4	82	5	83	8	82	1	12	1	12	1	11
국가기 간전략 직종훈 련	27	1,493	22	1,255	21	1,103	17	998	25	1,505	29	1,677
총계	120	3,658	116	3,421	154	4,659	303	4,374	394	4,195	338	4,018

9) 실업자 직업능력개발훈련의 연간 1인당 투자비용은 약 119만원이고, 재직자 직업능력개발훈련의 연간 1인당 투자비용은 약 15.8만원이다.

---

(주) '10년부터 신규실업자훈련에 영세자영업자, 여성가장미적용, 새터민을 포함하였으며, 2011년부터 전직실업자 신규실업자 훈련은 내일배움카드제로 변경되어 따로 산출하지 않았다. 따라서 2009년까지 전직실업자 및 신규실업자 훈련 인원 및 집행액에는 새터민, 영세자영업자 대상 직업훈련이 합산되지 않았다.

(자료) 고용노동부, 직업능력개발사업 현황. 각 년도.

재직자 직업능력개발훈련은 1995년 사업 내에서 직업훈련을 의무적으로 실시하도록 하는 제도를 폐지하고 고용보험제도에서 지원하면서 확대되었다. 현재 재직자 직업훈련은 고용보험에서 기업으로부터 훈련분담금을 지불하도록 하여 훈련을 실시한 기업에게 훈련비를 환급해주는 제도로 운영하고 있다. 이 외에도 재정상의 문제로 직업훈련의 실시가 어려운 중소기업을 대상으로 중소기업 특화훈련을 실시하고 있으며, 개인 수준에서는 직업훈련 기회가 제한되어 있고 비용을 감당하기 어려운 비정규직 근로자나 영세자영업자 등에게 지원금을 제공하거나 계좌를 등록하여 민간 학원에 다니면서 스스로 직무능력을 높이는 노력을 할 수 있도록 일정 금액을 지원하고 있다. 중소기업 특화훈련이나 취업취약계층에 대한 직업훈련은 점점 늘어나고 있는 추세이지만 여전히 우리나라 직업훈련은 중소기업과 취약계층에 과소공급되고 있다고 지적받고 있다(유경준, 2010). 아래 [표5]에서 재직자 직업능력개발사업에 참여하고 있는 인원과 지원예산의 규모를 확인할 수 있다.



표 5 재직자 직업능력개발훈련(인원 및 금액)

(단위: 천 명, 억 원)

	2007		2008		2009		2010		2011		2012	
	인원	금액	인원	금액	인원	금액	인원	금액	인원	금액	인원	금액
사업주 지원	3,000	3,409	3,654	3,826	4,504	4,329	3,764	3,468	3,004	2,849	3,180	3,126
유급휴가	7	138	9	151	13	153	11	10	11	115	11	100
근로자 직무능력	269	528	288	535	281	560	263	496	163	286	165	305
내일배움카드제	-	-	29	74	81	207	171	452	129	311	65	188
중소기업직무능력	22	166	26	156	71	347	35	144	33	142	38	153
학자금	25	799	26	878	29	991	25	908	22	798	18	692
시설·장비	-	76	-	84	-	98	-	67	-	80	-	50
능력개발카드제	-	744	-	702	-	783	-	737	-	1,229	-	865
재직자 훈련(총계)	3,323	5,860	4,032	6,406	4,979	7,468	4,269	6,382	3,362	5,810	3,477	5,479

(주) 2011년부터 전직실업자 취업훈련지원 사업, 근로자 수강지원금, 근로자 능력개발 카드제, 중소기업 비정규직근로자 단기직무능력 향상지원 사업(JUMP)은 실업자 및 근로자능력개발지원금 사업으로 통합되었다.

(자료) 고용노동부, 직업능력개발사업 현황, 각 년도.

한편, 청년실업이 문제가 되면서 청년 대상 직업훈련에 대한 정부의 예산은 지속적으로 증가하고 있다(아래 [표6] 참조). 우리나라에서 청년을 대상으로 한 직업훈련은 직업교육과 직업훈련으로 구분되고 있는데 직업교육은 정규교육과정에서 취업과 연계된 기술을 배우는 과정을 의미하고, 직업훈련은 취업 이후에 관련 기술을 배우는 과정을 말한다. 기존에는 국가기간·전략산업 직종훈련 등 청년을 대상으로 하는 직업훈련은 훈련의 성격으로 졸업을 앞둔 청년이나 미취업 청년을 대상으로 하였지만 최근에는 마이스터고, 특성화고<sup>10)</sup>의 취업반 등 교육과 취업을 연계한 직업교육과 관련한 정책에 대한 예산지원과 관심이 증가하고 있다. 청년을 위한 직업훈련기

관은 공공직업훈련기관<sup>11)</sup>, 민간직업전문학교 및 사설학원 등이 있다. 다음에서는 재직근로자 대상 직업훈련사업과 청년 대상 직업훈련사업의 구체적인 내용을 소개하고 있다.

표 6 정부의 청년실업대책별 예산과 지원인원

대책명	일자	예산	지원인원	사업수	부처수
청년실업 종합대책	'03.9	5,390	126,453	31	11
청년고용 촉진대책	'05.1	7,885	252,716	53	13
청년고용 촉진대책	'08.8	-	-	-	-
청년고용 추가대책	'09.3	13,240	397,198	38	13
청년내일만들기	'10.10	-	75,000	21	10

(자료) 국회예산정책처(2010)

## 2. 재직근로자 대상 직업훈련사업

고용노동부의 ‘기업직업훈련실태조사’에 따르면 2014년 기준 재직근로자를 대상으로 직업훈련을 실시한 기업은 62,542개 기업으로 전체 조사대상 기업 중 47.3%를 차지했으며, 그 중에서 300인 이상 기업의 89.8%,

10) 특성화고는 과거 실업계 고등학교, 전문계 고등학교를 의미하고 취업 뿐 아니라 진학반도 따로 운영한다. 마이스터고는 특성화고를 좀 더 세분화하여 해당 분야 기술장인을 육성하고자 하는 목적으로 설립되었고 주로 취업을 목적으로 운영되고 있다. 관련현황은 다음 홈페이지

<http://www.hifive.go.kr/stats/schList.do?rootMenuId=05&menuId=0503>에서 확인할 수 있다.

11) ‘공공직업훈련시설’은 국가 지방자치단체 및 대통령령이 정하는 공공단체가 직업능력개발훈련을 실시하기 위하여 설치한 시설로서, 근로자직업능력개발법 제27조의 규정에 의하여 고용노동부장관에 의하거나 고용노동부장관의 승인을 얻어 설치한 시설을 말한다. 구체적으로 한국산업인력공단, 한국폴리텍대학(기능대학), 한국장애인고용공단 등이 이에 해당한다. ‘지정 직업훈련시설’은 직업능력개발훈련을 실시하기 위하여 설립 혹은 설치된 직업훈련전문학교 등의 시설로서 제28조의 규정에 따라 고용노동부 장관이 지정한 시설을 말한다. 또한 ‘직업능력개발 훈련법인’은 국가·지방자치단체·공공단체 외 직업훈련 사업을 실시하기 위하여 고용노동부 장관으로부터 설립허가를 받은 재단법인을 말하며 출연재산이 2억원 이상·5인 이상 이사·1인 이상 감사·다른 훈련법인과 명칭이 다를 것 등 해당 허가조건에 적합해야 한다는 조건을 충족해야 한다(직업훈련포털 <http://www.hrd.go.kr/jsp/HRDP/main/index.jsp> 참조).

300인 미만 기업의 46.5%가 직업훈련을 실시하였다고 응답해 주로 300인 이상 대기업에서 재직근로자에 대한 직업훈련을 실시하고 있는 것으로 나타났다. 고용형태에 따라 비정규직 근로자를 고용하고 있다고 응답한 기업 중 기간제 근로자에 대한 직업훈련을 실시하고 있는 기업은 42.8%, 파견근로자는 38.3%, 시간제 근로자는 31.5%, 특수형태 근로자는 25.5%였다. 직업훈련에 대한 정부 지원 비율은 27.9%(300인 미만은 27.9%, 300인 이상은 29.9%)였고, 재직근로자 대상 직업훈련은 주로 타 사업체 단체(35.2%), 민간훈련기관(23.1%), 공공훈련기관(22.7%)과 같은 타 기관에 위탁을 하고 있었다(고용노동부, 2014).

## 1) 사업주 직업능력개발지원사업

고용보험가입 사업주가 근로자를 대상으로 직업훈련을 실시하는 경우, 우선지원대상기업<sup>12)</sup>의 경우 1일 8시간, 대규모기업(우선지원대상이 아닌 기업)의 경우 2일 16시간 이상의 훈련을 실시하면 훈련비용의 일부(대규모기업) 또는 전부(우선지원대상기업)을 지원해 주는 정책이다.

사업주 직업능력개발지원사업에 따른 지원은 사업군과 기업규모에 따라 분담률과 최대지원율이 달라지는데 이에 따라 순지원율(분담률-법정최대지원율)이 달라진다. 강창희·유경준(2009)에 의하면 사업주직업능력개발사업은 중소기업 등 직업훈련 인센티브가 낮은 기업에서 직업훈련을 실시할 수 있도록 유인구조를 설계하는 것이 중요한데, 실제로 훈련분담금을 납부하지만 직업훈련을 실시하지 않는 기업이 존재하고, 특히 100인 미만 기업의 경우 90% 이상이 보조금을 수령하지 않고 있다는 사실은 해당 제도의 실효성과 공평성이 의심하게 한다고 주장하고 있다.

## 2) 중소기업직업능력개발사업<sup>13)</sup>

---

12) 우선지원대상기업은 고용보험법 시행령 제12조에 따르면 광업의 경우 300명 이하, 제조업의 경우 500명이하, 건설업의 경우 300명이하, 운수업 및 통신업의 경우 300명 이하 그 외 100명이하의 기업을 말한다.

13) 이혜승(2013)을 참조하였다.

중소기업 직업능력개발사업은 중소기업의 직업훈련을 지원하기 위한 사업으로 국가인적자원개발 컨소시엄, 중소기업 핵심직무능력향상지원, 중소기업학습조직화지원 등의 사업으로 구성되어 있다.

국가인적자원개발 컨소시엄은 생산, 기능인력이 부족한 중소기업에게 인력 양성을 지원하고 재직근로자의 직업훈련 기회 확대와 직무능력 향상을 통해 생산성과 경쟁력을 높이기 위한 목적에서 시행되고 있다. 특히 사업주, 사업주단체 또는 고등교육법에 따른 대학이 중소기업과 훈련컨소시엄을 구성하고 자체적인 훈련시설, 장비를 활용하여 재직근로자 또는 채용예정자를 대상으로 직업훈련을 실시하도록 지원하는 정책으로 훈련시설과 장비 구축비 지원, 운영 및 훈련프로그램 개발비 및 훈련비용(수료시 훈련비용 환급해주는 형태) 및 훈련수당(채용예정자의 경우)을 지원하는 프로그램이다.

중소기업 핵심직무능력향상지원 사업은 우수훈련기관의 고급과정을 중소기업사업주 혹은 사무직 근로자에게 제공하여 직업훈련참여 기회를 확대하고 직무능력의 제고를 통해 생산성 향상을 위해 시행되고 있다.

중소기업 학습조직화 지원사업은 중소기업의 학습활동과 관련한 인프라(훈련프로그램, 교사 및 강사) 구축을 지원하는 사업으로 생산현장에서 일과 학습의 연계성을 높이고 현장의 학습활동을 지원하기 위한 목적에서 운영되는 프로그램이다(이혜승, 2013).

### 3) 근로자직무능력향상지원금

고용보험 피보험자 중 기간제, 단시간, 파견, 일용근로자 혹은 우선지원대상기업에 고용된자, 혹은 고용보험임의가입 자영업자의 경우 고용노동부장관의 승인을 받은 훈련과정을 수료하고, 자비로 수강비용을 부담할 경우 연간 100만원 한도 내에서 5년간 300만원 이내로 지원하는 제도이다. 비정규직 근로자(기간제, 단시간, 파견, 일용 근로자)일 경우 일반과정과정과 인터넷 과정의 경우 경우 수강료의 100%, 음식·기타 서비스 직종의 경우 수강료의 60%, 외국어 과정의 경우 수강료의 50%를 지원한다(직업훈련포털 웹페이지 참조<sup>14)</sup>).

#### 4) 재직자 내일배움카드제

기간제, 단시간, 파견, 일용근로자이거나 90일 이내 이직예정자 또는 90일 이상 무급휴직 또는 휴업하고 복귀하지 못한 자, 고용보험 피보험자가 고용노동부 장관이 인정한 훈련과정에서 1년 200만원, 5년 300만원 한도로 수강료의 60~80%를 지원해 주는 제도이다(직업훈련포털 웹페이지<sup>14)</sup> 참조).

### 3. 청년 대상 직업훈련사업<sup>16)</sup>

#### 1) 취업성공패키지지원 사업

2009년부터 근로취약계층에 단계별 통합적인 취업지원 서비스 제공하는 프로그램이다. 구체적으로 저소득층(최저생계비 150%이하의 가구 구성원. 단, 기초생보법상 생계급여 대상자는 제외), 청년 및 중장년을 대상으로 맞춤형 취업지원서비스를 제공하는 취업성공 패키지는 심층상담, 취업역량향상(직업훈련 및 창업교육), 취업지원(집중 취업알선)이라는 단계별로 취업지원을 실시하고 있다. 훈련지원 참여 수당은 1개월 기준 훈련일 수 1일당 18,000원을 지급하고(최대 월 284,000원) 훈련도중 주 30시간 고용보험이 적용되는 일자리에 취업한 경우에는 근로기간에 따라 차등적으로 수당(1개월-20만원, 3개월-30만원, 6개월-50만원)이 지급된다. 취업성

---

14) 직업훈련포털(HRD-Net) 웹페이지:

[http://www.hrd.go.kr/jsp/HRDP/HRDP100/HRDP110/HRDP110\\_1Form.jsp?dept\\_code=01&seq=232&order\\_no=42&gubun=C&gubunSub=20&gubunTub=E](http://www.hrd.go.kr/jsp/HRDP/HRDP100/HRDP110/HRDP110_1Form.jsp?dept_code=01&seq=232&order_no=42&gubun=C&gubunSub=20&gubunTub=E)

15) 직업훈련포털(HRD-Net) 웹페이지:

<http://www.hrd.go.kr/popup/incumbentTrain/trainInfoB.jsp>

16) 청년 취업 지원 중 교육·훈련지원 프로그램의 주요 내용은 워크넷에서 확인 할 수 있다. (워크넷 웹페이지:

[http://www.work.go.kr/jobyoung/jynEmpSpt/jynEmpSptList.do?check\\_2=BUSITP02&arrSearchData=.BUSITP02&orderItem=a3](http://www.work.go.kr/jobyoung/jynEmpSpt/jynEmpSptList.do?check_2=BUSITP02&arrSearchData=.BUSITP02&orderItem=a3))

공패키지는 2012년 3월부터 다양한 취약계층(기초생활수급자, 차차상위계층이하, 북한이탈주민, 여성가장, 영세자영업자, 장애인 등)을 대상으로 하는 I과 청년층 및 중장년층을 대상으로 하는 II로 나뉘어 시행되었다. 취업성공패키지에서 청년비중은 2009년에 20.5%, 2010년에 19.5%였으나 2011년에 47.2%, 2012년 43.6%로 청년 비중이 증가하고 있는 추세이다(아래 [표7] 참조). 청년의 경우(취업성공패키지II) 훈련의 종류에 따라 10~30%의 자기부담비용이 발생한다. 그러나 취업성공패키지 사업은 정부 지원 취업지원사업 중 만족도가 낮은 편에 속하며 그 원인으로 직업능력 향상, 직업훈련 과정의 다양성 부족, 훈련기관에 있어서의 선택제약 등이 지적되고 있다(경향신문, 2016-08-11)<sup>17)</sup>.

표 7 취업성공패키지 예산과 참여인원

(단위: 천명, 억원)

2009		2010		2011		2012		2013		2014	
인원	예산	인원	예산	인원	예산	인원	예산	인원	예산	인원	예산
10.5 (2.2)	104	28.8 (5.6)	197	64.2 (30.3)	537	144 (62)	1,396	230	1,696	250	2,246

(주) 청년은 29세 이하로 정의하였고 괄호 안은 전체 취업성공패키지 사업 참여자 중 청년 참여자 인원을 의미한다.

(자료) 고용노동부(2011); 고용노동부(2013)

## 2) 청년취업아카데미 사업

청년아카데미 사업은 구인구직과정에서 노동수요와 공급 간에 발생하는 미스매치로 인한 실업에 대한 대책으로 실시되었다. 그동안 청년실업의 원인 중 하나로 대졸자들이 기업에서 필요로 하는 소양과 기술을 갖추지 못했기 때문이라는 지적이 있어왔는데, 청년취업아카데미 사업은 이를 반영하여 현장이 원하는 인재를 길러낸다는 취지로 시작된 사업이다. 아카데미 사업은 2011년 1월 53개 아카데미를 대상으로 300억 규모의 시범사업을

17) 경향신문 (2016-08-11).

실시하고 2011년 4월 예산타당성 조사를 실시하였다. 본 사업은 2012년부터 2013년 현재까지 실시되고 있다(한국개발연구원, 2011). 청년취업아카데미 사업의 예산과 참여인원 그리고 연도별 취업률은 아래 [표8]에서 확인할 수 있다.

표 8 청년취업아카데미 예산과 참여인원 및 취업률

(단위: 천명, 억원)

2011			2012			2013		
인원	예산	취업률	인원	예산	취업률	인원	예산	취업률
7.5	300	63.3%	7.8	264	60.2%	13	393	56.3%

(주1) 인원은 열 명 단위에서 반올림하였다.

(자료1) 예산자료: 고용노동부(2012)

(자료2) 인원 및 취업률자료: 한국일보 (2015-05-13).

위탁기관유형을 보면 기업형(36%)과 사업주단체형(64%)으로 구성되어 있고, 관련교육과정은 정보통신 (31.1%), 전기전자 (14.5%), 문화예술디자인방송 (11%), 경영회계사무 (10.5%) 분야이다(한국기술교육대학교, 2011). 운영기관은 공모 방식으로 지원하여 운영기관으로 선정되면 당해 연도 70%를 지원받고 일정정도 성과가 확인되면 차년도에 30%를 지급받게 된다. 지원 금액은 2011년 시범사업 기준 8000명당 약 307억 (1인당 300만원~400만원) 총 5년간 7,600명 지원 예정으로 2922억 원 예산투입 예상된다(이계우·나영선·김철희, 2014).

그러나 청년취업아카데미 사업 또한 정부 지원에 의존하는 영세기관이 주로 운영기관이 된다는 비판과 직업훈련 내용이 기존의 직업훈련과 다르지 않고 부실하다는 비판을 받고 있다(한국일보, 2015-05-13).

### 3) 국가기간·전략산업 직종훈련 사업

국가기간·전략산업 직종훈련은 국가기간 및 전략산업 중 인력이 부족한 직종과 산업현장의 인력 수요 증대에 따라 인력 양성의 필요성이 있는 기술 및 기능 인력을 양성하는 직업훈련이다. 2014년 국가기간·전략산업직

종 훈련 대상 직종과 훈련인원은 다음 ([표9])에서 확인 할 수 있다. 2013년 12월 기준 훈련인원 중 19세 이하의 비중은 14.9%, 20세에서 29세 비중은 52.1%로 20대 참가자가 많고, 고졸이 31.1%로 가장 많은 비중을 차지하나 대졸의 경우도 24.7%로 상당한 비중을 차지한다. 최근 정부는 해당 사업 예산을 약 100% 증액(2016년 1857억에서 2017년 3741억 원)하였다.

표 9 국가기간·전략산업 직종훈련의 대상 직종과 훈련인원

\* 훈련인원의 괄호 안 숫자는 전체인원에서 차지하는 비중

대분류	직종	훈련인원 (%)
경영·회계·사무분야 (3)	물류관리, 품질경영, 마케팅전략기획(마케팅PD)	564 (1.5)
교육 및 자연·사회과학연구 분야(1)	기상학연구	100 (0.3)
문화·예술·디자인·방송(8)	시각디자인, 환경디자인, 영상제작, 디지털디자인, 3D영상제작, 게임콘텐츠제작, 제품디자인, 멀티미디어 콘텐츠제작	7,644 (20.1)
이용·숙박·여행·오락·스포츠(3)	국제의료통역, 국제관광마케팅, 스포츠마케팅	350 (0.9)
건설(16)	건축목공, 건축시공, 실내건축, 측량, 토목시공, 조경, 가스설비시공, 열냉동설비, 건축설비 설계·시공, 창호시공, 그린홈시공, 친환경건축시공, 플랜트건설, 플랜트설비, U-city(건설·토목·IT), BIM	7,303 (19.2)
기계(32)	기계설계제작, 공유압, 생기계, 치공구, 기계조립, 선체가공, 선체의장, 선체조립, 항공기기체제작, 자동차도장, 레이저가공, 밀링(머시닝센터), 사출금형, 선반(CNC선반), 프레스금형, 컴퓨터응용기계, 섬유기계설치·정비, 공조냉동기계, 열기계, 시스템제어, 측정 의료기기제작, 자동차전기·전자장치정비, 자동차엔진정비, 자동차새시정비 산업응용로봇제어, 기계장비설치정비, 항공기정비, 자동차차체정비, 운반하역기계설치·정비, 생산정보시스템, 선박기관정비	8,533 (22.4)
재료(9)	주조, 레이저용접, 수증용접, 전기용접, 특수용접, 자동화용접, 파이프용접, 도금, 반도체표면	1,925 (5.1)



	처리	
화학(1)	의약품제조 (1)	224 (0.6)
섬유·의복(2)	염색가공, 패션디자인	3,338 (8.8)
전기·전자분야	외선공사, 내선공사, 전기기기제작, 전자응용기기(개발,생산), 반도체가공, 전자시스템제어, 전자부품개발, 전기시스템제어, LED응용, 반도체장비설비, LED장비및공정, 디스플레이, 반도체생산, 태양광발전설비, 풍력발전설비	6,307 (16.6)
정보통신(9)	광통신설비, 정보통신설비, 전자통신정보시스템구축(개발,운영), 디지털컨버전스, 제품SW구축, RFID · USN응용, 스마트웹&콘텐츠개발, 네트워크운영관리	908 (2.4)
인쇄·목재·가구·공예 (5)	특수인쇄, 평판인쇄, 가구설계제작, 출판, 보석디자인	696 (1.8)
환경·에너지·안전(4)	태양에너지생산, 생태복원·관리, 산업환경, 비파괴검사	177 (0.5)
농림, 수산(1)	말조련	-

(주) 2013년 12월말 현재 실시인원임.

(자료) 국가기간·전략산업직종훈련 실시 규정(고용노동부 고시 제2014-6호); 고용노동부 (2014)

훈련 대상은 직업안정기관에 구직 등록한 만 15세 이상의 실업자, 인문계고등학교 3학년에 재학 중이나 상급학교에 진학할 예정이 없는 자, 대학(전문대학) 최종학년 재학생으로서 대학원에 진학하지 않은 학생이다. 훈련 기간은 3개월 이상 12개월 이하이다. 원칙적으로 훈련비의 100%를 지원하며 1일 5시간 이상 수강자에게는 교통비(월 5만원)과 식비(월 6만 6천 원)을 지급한다. 또한 출석률이 80% 이상이면 훈련수당을 평균 월 20만원 제공한다. 훈련성과는 다음 [표10]과 같으며 일반실업자 대상 내일배움카드제에 비해 취업률과 고용유지기간 등 고용측면의 성과는 높은 편이지만 고용의 질을 결정하는 고용보험가입률은 낮은 편임을 알 수 있다. 해당 훈련은 직업전문학교, 사설학원, 폴리텍대학 등에서 실시되고 있다.<sup>18)</sup>

18) 신청 절차와 대상 직종 훈련기관은 직업훈련포털에서 확인할 수 있다.

(관련 웹페이지 <http://www.hrd.go.kr/jsp/HRDP/main/index.jsp> 참조)

표 10 직업훈련의 훈련성과

	2013			2014		
	취업률	고용보험 가입률	고용유지 기간	취업률	고용보험 가입률	고용유지 기간
국가기간·전략산 업직종훈련	68.5	77.7	258.6	69.9	75.2	212.4
내일배움카드제	36.9	92.0	224.8	39.1	91.0	197.6

(자료) 고용노동부·한국직업능력개발원(2014) ; 김수원·김가연·이명훈 (2014)

#### 4) 특성화고와 마이스터고를 통한 직업훈련

2005년 5월 직업교육체제를 혁신하는 방안 중 특성화고 육성방안이 제기되었다. 이후 2008년부터 106개 정부부처 위탁지원 특성화고를 시작으로 2016년 5월 현재 6부 3청에서 246개교를 지원하고 있다. 2008년부터는 산업수요 맞춤형고(마이스터고)가 지정되어 정부의 지원을 받고 있다. 다음 [표11]에서 2011년부터 2014년까지 마이스터고와 특성화고로 지정된 학교의 수와 학생수 비율을 확인할 수 있는데 전체 고등학교 중 마이스터고가 차지하는 비율이 점차 증가하고 있음을 알 수 있다.

표 11 마이스터고와 특성화고 수와 학생수 현황

연도	고등학교전체		마이스터고				특성화고			
	학교 수	학생수	학교 수	비 율 (%)	학생 수	비 율 (%)	학교 수	비 율 (%)	학생수	비 율 (%)
2011	2,282	1,943,798	21	0.9	12,886	0.7	409	21.9	340,227	17.5
2012	2,303	1,920,087	27	1.2	13,190	0.7	499	21.7	240,797	17.2
2013	2,322	1,893,303	34	1.5	15,728	0.8	494	21.3	320,374	16.9
2014	2,326	1,839,372	36	1.5	15,714	0.9	499	21.5	313,449	17.0

(주) 각 연도 4월 1일을 조사기준일로 하였다.

(자료) 한국교육개발원 교육통계 DB

(웹페이지: [http://edzine.kedi.re.kr/2015/autumn/article/statistics\\_01.jsp](http://edzine.kedi.re.kr/2015/autumn/article/statistics_01.jsp))

마이스터고와 특성화고는 졸업 후 진학률에 비해 취업률이 높은편이며 최근에는 진학률이 감소하고 취업률이 증가하는 추세에 있다(아래 [표12] 참조). 양정승·김유미(2014)는 2010년도에 마이스터고로 지정된 학교의 졸업자가 타 특성화고와 비교하여 취업률과 시간당 임금이 더 높은지를 분석하였는데, 취업률은 증가한 반면, 시간당 임금과 고용안정성(노동시장 정착도)에는 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 관련 예산은 2014년 마이스터고 학교의 재학생수가 15,714명인데 예산편성액은 2,014억 원으로 1개교 당 약 66.3억 원(학생 1인당 약 12.8백만 원)이 투자되고 있고(기자재비 재료비, 인건비 모두 포함), 특성화고는 1개교 당 약 33억 원(학생 1인당 약 48천원)이 투자되고 있다(국회의원 정진후 의원실 보도자료, 2014).

표 12 마이스터고와 특성화고 진학률과 취업률 현황

	마이스터고			특성화고		
	졸업자	진학률	취업률	졸업자	진학률	취업률
2011	6,063	56.1	75.0	114,690	61.0	68.2
2012	6,750	44.3	69.8	108,950	50.0	77.8
2013	5,280	14.2	85.9	105,907	41.7	70.1
2014	5,593	12.4	85.4	106,521	37.9	72.3

(주) 각 연도 2월 졸업일을 조사기준일로 하였다.

(자료) 한국교육개발원 교육통계 DB

## 제 3 장 연구 설계와 분석 방법

### 제1절 연구의 대상 및 데이터

본 연구는 직업훈련의 효과를 분석하기 위해 한국 노동시장에서 취약계층이라고 할 수 있는 청년과 비정규직 근로자를 분석 대상으로 설정하였다. 청년의 경우 최근 전 세계적인 청년실업률 증가 현상과 함께 청년 근로자들이 낮은 소득 수준과 불안정적인 고용형태에서 벗어나지 못하고 있다는 증거들이 제시되고 있다는 점에서 노동시장 정책에서 주요 분석 대상이 되고 있다(Blossfeld et al., 2008). 비정규직 근로자 또한 노동시장에서 취약계층으로 분류되고 있는데 그 이유는 비록 근로하고 있지만 고용의 안정성, 보상, 복지에 있어서 차별을 받거나 배제의 대상이 될 위험성이 높기 때문이다(방하남·강신욱, 2012).

청년의 구직경험과 첫 직장의 특성에 대한 연구는 청년의 첫 직장이 생애기간의 근로 경험 전반에 큰 영향을 미친다(Neumark, 1998)는 점에서 중요하다고 할 수 있다. 우리나라의 청년들은 졸업 후 첫 직장 구직까지의 기간이 평균 11개월 소요되며 첫 직장에서 평균적으로 근로하는 기간이 14.6개월에 불과하다는 분석 결과(강무섭·전도근, 2004; 통계청, 2015)는 청년들이 첫 직장 구직에 어려움을 겪고 있고 첫 직장을 구하더라도 고용안정성이 낮은 비정규직 근로일 가능성이 높다는 사실을 보여준다. 특히 우리나라와 같이 이중노동시장 구조를 가지고 있는 국가에서는 첫 직장이 정규직이 아닐 경우 장기적인 고용 불안정성을 경험할 가능성이 높기 때문에(반정호·김경희·김경휘, 2005), 청년의 첫 일자리 질에 긍정적으로 영향을 미칠 수 있는 정책 수단이 필요하다. 여러 가지 정책 수단 중 본 연구는 직업훈련의 효과에 초점을 맞추고 있다.

본 연구에서 주목하고 있는 또 다른 취약집단은 비정규직 근로자이다. 한국 노동시장에서 비정규직 근로자는 정규직 근로자에 비해 저임금·불안정 근로의 위험이 높은 편이다. 실제로 정규직과 비정규직의 임금격차는 다른 국가보다 높은 편이고 이러한 임금격차는 확대되고 있다 또한 비정규직의

사회보험 가입률이 약 40%로 정규직에 비해 낮은 편이기 때문에 비정규직의 소득안정성도 낮은 편이다(김복순·정현상, 2016). 이러한 비정규직의 상황을 고려할 때 비정규직 근로자들이 고용안정성을 높이고 저임금에서 벗어나기 위한 수단 중 하나인 직업훈련의 효과를 연구할 필요성이 있을 것으로 보인다. 청년과 비정규직 근로자를 대상으로 한 직업훈련의 효과를 분석하는 것은 초기직업훈련제도(Initial Vocational Education and Training, IVET)와 함께 평생직업훈련(Continuing Vocational Education and Training, CVET)의 효과를 분석하는 것으로 이론적으로도 의미가 있다고 할 수 있을 것이다.

직업훈련의 효과를 분석함에 있어 본 연구는 크게 두 가지 방식을 취하고 있다. 하나는 직업훈련에 대한 공공투자와 직업훈련제도의 효과성에 대한 국가 간 비교연구이고, 다른 하나는 개인 수준에서 직업훈련의 효과성을 평가하는 미시 연구이다. 국가 간 비교연구를 위한 데이터는 대부분 OECD 통계자료를 활용하였으며, OECD 자료를 활용할 수 없는 경우(서비스업 고용 비중) 세계은행자료를 활용하였다.

국가 수준의 연구는 2000년부터 2013년까지의 자료를 활용하고자 하였으며 OECD 국가 중 동유럽 국가(슬로바키아, 라트비아, 슬로베니아, 헝가리, 체코, 폴란드, 에스토니아)와 터키, 멕시코, 아이슬란드 등 데이터가 현저히 부족한 국가를 제외하였다. 한편, 청년을 분석 대상으로 하는 연구에서는 2007년 부터 2013년 까지 청년(2007년 기준 만 15~29세)을 대상으로 하여 고용정보원에서 수집한 청년패널조사 자료(2차 웨이브, YP2007)를 활용하였으며, 비정규직을 대상으로 한 연구는 한국노동연구원 에서 수집하고 있는 노동패널 자료 중 4차~15차(귀속연도는 2001년~2012년) 자료를 활용하였다. 구체적인 표본과 데이터의 구성에 대한 내용은 각 장에서 더욱 자세히 설명하도록 할 것이다.

## 제2절 분석 방법

아래에서는 일반회귀모형을 제외하고 본 연구에서 주로 활용한 패널분석,

생존분석, 성향점수매칭법 및 도구변수 추정법에 대해 소개하고 있다. 생존 분석 방법은 5장과 6장에서 주로 활용하고 있는 분석 방법이고, 패널분석은 4장과 6장, 성향점수매칭법(PSM)은 5장과 6장, 그리고 도구변수를 활용한 추정방식은 청년을 대상으로 분석한 5장에서 일반회귀모형의 한계를 극복하기 위해 활용하고 있는 방법론이다. 본 절에서는 각 분석 방법에 대한 일반론을 소개하고 있다. 보다 구체적인 분석 방법에 대해서는 각 장에서 설명하고 있다.

## 1. 패널분석과 오차수정모형

패널분석은 관측치 수를 높이고 다양한 인과모델을 검증할 수 있다는 장점때문에 많은 연구에서 활용되고 있는 분석 방법이다. 패널분석은 관측되지 않는 개체의 특성을 어떻게 정의하는지에 따라 합동(pooled) OLS모형, 고정효과 모형(fixed-effect model)과 임의효과 모형(random-effect model)으로 구분된다. 가장 기본적인 모형인 합동 OLS모형은 분석 대상 개체의 관측되지 않는 특성을 고려하지 않는다. 그러나 횡단면 분석과 달리 시계열 분석에서는 각 개체 간 관측되지 않은 이질성을 통제하는 것이 필요하다. 이렇게 개체마다 관측되지 않는 이질성을 통제해 주는 방식으로 주로 고정효과 모형과 임의효과 모형이 활용되고 있다. 고정효과 모형은 개체의 보이지 않는 특성을 고정된 모수(fixed parameter)로 간주하며, 임의효과 모형은 이를 확률변수로 간주한다는 특성이 있다.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \epsilon_{it} \quad [\text{식1: 합동OLS모형}]$$

$$y_{it} = (\alpha + u_i) + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \epsilon_{it} \quad [\text{식2: 고정효과모형}]$$

~  $(\alpha + u_i)$ 는 추정해야 할 모수

$$y_{it} = (\alpha + u_i) + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \epsilon_{it} \quad [\text{식3: 임의효과모형}]$$

~  $(\alpha + u_i)$ 는 확률변수  
( $y$ 는 종속변수,  $\alpha$ 는 상수,  $X$ 는 독립변수,  $Z$ 는 통제변수,  $\epsilon$ 은 오차항)

한편, Beck and Katz(1995)는 패널데이터의 패널개체간 이질성(panel heteroskedasticity), 주어진 시점 내에서 개체 간 상관성(contemporaneous correlation) 그리고 자기상관성(autocorrelation)과 같은 특성을 고려하기 위해 Feasible Generalized Least Square Model(FGLS)을 제안한 Parks Method가 OLS에 자기상관성을 고려한 모델보다도 표준오차를 저평가(underestimation) 한다는 것을 몬테카를로 시뮬레이션으로 보여주었다. 그리고 Parks Method에 대한 대안으로 일반 회귀모형 활용하지만 패널표준오차(panel corrected standard error, PCSE)를 활용한 통계검증을 하는 방식인 오차수정모형(Error Correction Model, ECM)을 제안하였다. 즉, 오차수정모형(ECM)은 패널분석의 특성상 개체 간 이분산성이나 시계열분석에서 고려하는 자기상관성<sup>19)</sup>, 그리고 개체 간 오차항에서 발견될 수 있는 동시적 상관성(contemporaneous correlation)을 고려한 방식이다. 관련하여 제도 변수를 모형에 포함하게 되면 시간별로 충분한 분산이 확보되지 못한다는 한계를 극복하기 위해 패널모형이 아닌 오차수정모형(ECM)을 활용하기도 하는데(Busemeyer and Iversen, 2012), 본 연구도 같은 이유로 직업훈련제도의 노동시장성과에 대한 효과를 분석할 때 오차수정모형(ECM)을 활용하였다.

## 2. 생존분석(이산시간위험분석)

실업, 질병, 사망과 같은 위험 상황에서 벗어날 가능성에는 위험에 처한 기간이 영향을 미치기 때문에 이를 모형에 포함해야 할 필요성이 있다. 따라서 본 연구는 직업훈련이 고용여부에 미치는 영향에 대한 분석을 하기 위해 생존분석을 활용하고 있다. 생존분석은 특정상태의 지속기간과 외생적인 정책변수간의 관계를 밝히는 분석 방법으로 사건의 발생까지 걸린 시간을 누적분포함수를 생존함수화하여 분석 기간 동안 사건이 발생하지 않을 확률(위험률, hazard rate)을 구하는 방법이다.

---

19) 본 연구에서는 Prais-Winsten 1계 자기상관을 가정하였다.

생존분석은 시간을 연속적으로 가정하는지 이산적으로 가정하는지에 따라 연속시간 모형과 이산시간모형으로 구분된다. 본 연구에서 활용하는 패널자료는 1년 중 특정시점(노동패널의 경우 4월~9월까지 청년패널조사의 경우 매년 9월~11월)의 고용형태를 조사하고 있기 때문에 이산시간위험분석(discrete-time hazard analysis)을 활용하였다.

이산시간위험모형 중 로짓모형을 활용하게 되면 위험함수는 아래 [식4]과 같이 정의된다. 이때 베이스라인 시간 함수( $c(t)$ )를 어떻게 정의하는지에 따라 모형이 약간씩 달라지는데 본 연구에서는 위험함수의 로짓이 선형으로 변하는 콤베르츠모형([식6])와 전환율이 시간의 로그에 선형으로 변하는 와이블모형([식7]) 두 가지 모두 활용하고 있다. 또한 로짓모형에 다시 로그를 씌워 추정하는 방식이 [식5]으로 표현된 로그-로그 모형(complementary log-log model)이다. 로그-로그 모형은 주로 사건이 일어나는 확률이 극히 소수인 경우에 활용되는 방법으로 알려져 있다.

$$\log[h(t)/(1-h(t))] = c(t) + \beta' X = Z(t) \quad \text{[식4: 로짓모형]}$$

$$\Leftrightarrow h(t) = [1 + \exp(-z(t))]^{-1}$$

$$\log[-\log(1-h(t))] = Z(t) \quad \text{[식5: 로그-로그모형]}$$

$$\Leftrightarrow h(t) = 1 - \exp[-\exp(z(t))]$$

$$\log[h(t)/(1-h(t))] = \alpha + \beta_1 X_1 + ct \quad \text{[식6: 콤베르츠모형]}$$

$$\log[h(t)/(1-h(t))] = \alpha + \beta_1 X_1 + c \log t \quad \text{[식7: 와이블모형]}$$

마지막으로 생존분석은 관측 안 된 이질성(unobserved heterogeneity) 문제(frailty)를 고려하지 못한다는 한계가 있는데, 이러한 관측되지 않는 이질성에 대한 특정한 가정을 하고 추정하는 분석 방법<sup>20)</sup>을 개발되어 있어 본 연구는 이를 활용하여 생존분석의 한계를 극복하고자 한다. 본 연구에서

20) 주로 관측되지 않는 이질성이 감마분포를 지닌다고 가정한 모형과 임의의 이산적 분포를 따른다고 가정한 모형이 주로 쓰이고 있다. 각각의 모형은 STATA에서 pgmhaz모듈 그리고 hshaz모듈로 개발되어 있다.



활용한 생존분석 방법은 주로 Stephen Jenkins의 방식(Jenkins, 2005)을 따르고 있다<sup>21)</sup>.

### 3. 성향점수매칭법

성향점수 매칭법(propensity score matching)은 표본추출에 있어 무작위 추출방식을 사용할 수 없는 경우 활용하는 비실험추정방식이다. 실험집단과 비교집단의 동질성을 확보하기 위해 통제변수를 통해 사업에 참여할 확률(성향점수)을 추정하고 성향점수가 비슷한 공통지지영역(common support region)에 있는 관측치 중 점수가 비슷한 관측치를 매칭하는 방식으로 이러한 매칭을 통해 프로그램 집단과 비교집단에 배정될 확률이 임의적이라고 가정한다. 이러한 가정을 통해 프로그램 집단이 받은 처치(treatment)의 진정한 효과(평균처치효과, average treatment on the treated(ATT), 아래 [식8] 참조)를 측정하는데 그 목적이 있다.

$$ATT = E(Y1 - Y0|X, T=1) = E(Y1|X, T=1) - E(Y0|X, T=1) \quad \text{[식8: 평균처치효과]}$$

성향점수매칭법은 매칭을 위해 성향점수나 성향점수의 로짓을 활용한다. 또한 매칭방식에 따라 성향점수의 절대적 차이를 사이의 측정하여 그 차이가 가장 가까운 것을 매칭하는 방식인 최근거리매칭(nearest neighbor matching)방식과 성향점수의 차이에 일정한 기준(보통 표본성향점수의 표준편차의 0.25배 이하)을 두어 매칭하는 방식인 칼리퍼 매칭(caliper matching), 성향점수의 가중치를 활용하는 매칭 방법 등이 있는데 본 연구에서는 최근거리매칭과 칼리퍼 매칭방식을 활용하였다.

### 4. 도구변수 추정법

---

21) 관련 웹페이지

<https://www.iser.essex.ac.uk/resources/survival-analysis-with-stata>를 참고하였다.

일반회귀모형에서 관측되지 않는 변수로 인한 편의(omitted variable bias), 측정오차로 인한 편의(measurement error bias), 동시성(simultaneity)이나 자기상관성(autocorrelation) 등으로 인한 내생적 설명변수가 있을 경우 활용하는 방법 중 하나는 도구변수 추정법이다. 도구변수는 내생적 설명변수와 오차항의 관계가 독립이 아니어서 계수값이 일치 추정량이 되지 못하는 한계를 극복하고자 고안된 방식으로 내생적인 설명변수와 관계가 있지만(instrumental relevance), 오차항과는 관계없는(exogeneity) 변수가 주는 외생성을 활용하여 편의가 없는 일치추정량을 추정하고자 하는 방법이다.

위와 같은 특정한 조건을 만족해야 하기 때문에 도구변수 추정법은 도구변수의 성격과 관련한 몇 가지 검증을 통과했을 때 비로소 일치추정량을 얻을 수 있다. 첫째, 도구변수가 내생변수가 약한 상관관계에 있는지에 대한 ‘약한 도구변수(weak instrument) 검정’이다. 이를 검정하기 위해서 도구변수와 내생변수의 상관관계를 보기도 하지만, STATA의 ivreg2 명령어는 왈드테스트(wald test)의 일종으로 Cragg-Donald F검정 통계량을 제시하고 있다. 둘째, 도구변수의 숫자가 내생적 설명변수 보다 크거나(over-identified) 적어도 같아야(just-identified) 식별이 가능하다. 따라서 관련 선행연구는 만일 도구변수가 내생적 설명변수 보다 많은 경우에는 과다식별(over-identification) 검정을 통해 도구변수 들 중에 적어도 하나는 오차항과 상관관계가 없는지를 확인할 것을 권고하고 있다(Baum, Schaffer and Stillman, 2007).

한편, 도구변수 추정법에 있어서 종속변수가 이항변수(binary variable) 일 때는 회귀모형에 기초한 추정방식을 활용하기 어려운 것으로 알려져 있다. 따라서 선행연구는 이항변수가 종속변수 일 때 이 단계 추정(second stage estimation)에서 프로빗 혹은 로짓과 같은 최대우도추정(MLE) 방식을 활용하고 있다. 그러나 독립변수 또한 이항변수(binary variable)일 때는 최대우도추정(MLE) 방식이 적절하지 않기 때문에(Wooldridge, 2010) 도구변수를 포함한 선형확률모형(linear probability model, LPM)이나 Special Regressor Model(SRM)이 활용되고 있다. 본 연구에서는

도구변수를 활용한 선형확률모형(IV-LPM)을 활용하였다.

프로빗과 로짓은 종속변수( $y$ )를 실제 값이 아닌 확률이나 오즈비로 가정하여 최대우도추정(MLE)을 통해 종속변수와 독립변수 간 관계를 도출하지만 선형확률모형(LPM)은 회귀모형과 마찬가지로 독립변수와 종속변수 간에 선형적인 관계를 가정한다. 그러나 선형확률모형(LPM)에 따른 추정은 이분산성을 야기할 가능성이 많으며, 예측된 확률이 0 이하로 나오거나 1 이상으로 나올 가능성도 배제할 수 없다는 한계가 있다.

### 제3절 연구의 분석틀

직업훈련과 같은 제도가 개인의 성과에 미치는 영향에 대한 분석은 개인의 선택에 있어 제약이 되는 사회·경제적 환경과 관련 제도에 대한 이해를 필요로 한다(Lafer, 2002; Hillmert, 2008). 개인의 행동은 복잡다양하게 변화하는 제도에 구조화되어 있기 때문이다. 본 연구 또한 노동시장에서 개인의 행동과 그 결과가 노동시장의 구조와 관련 제도의 제약을 받는다는 사실에 기초하여 직업훈련의 효과성을 평가하고자 한다. 따라서 논문의 구조는 국가 수준에서 직업훈련제도의 성격과 효과성을 비교하고 한국의 노동시장제도와 직업훈련제도의 특수성을 도출한 뒤 청년과 비정규직 대상 직업훈련의 효과성을 평가하는 순서로 구성되어 있다.

직업훈련제도의 성과로 논의되고 있는 노동시장 변수는 국가수준에서는 고용률 및 실업률, 비정규직 및 저임금 근로의 규모 등이 있다. 본 연구는 국가 간 비교연구에서는 고용률, 저임금 근로의 규모(임금불평등)와 임시·일용직 근로의 비중 그리고 청년실업률을 직업훈련제도의 성과변수로 보고자 한다. 본 연구의 주요 관심대상인 저임금·불안정 근로 외에 고용률을 주요 종속변수의 하나로 설정한 이유는 고용가능성 또한 저숙련 근로자들의 복지에 미치는 중요한 요인이기도 하지만 고용률 자체가 저임금·불안정 근로의 규모에 영향을 미치기 때문이다<sup>22)</sup>. Busemeyer and Trampusch(2012)에 의하면 한 국가의 직업훈련제도가 갖는 특성은 주로

22) 고용률, 저임금, 불안정 근로 사이의 관계에 대해서는 4장에서 보다 자세히 설명하고 있다.

공공과 민간의 역할 분담에 따라 달라진다. 본 연구도 이러한 시각에서 직업훈련제도의 특성을 규정짓고 있다. 따라서 국가 수준에서 정부와 민간의 개입 수준에 따라 직업훈련제도의 유형을 구분하여 노동시장의 성과에 미치는 효과를 분석하고, 그 중에서도 공공이 직업훈련에 투자하는 수준에 초점을 맞추어 저임금, 불안정 근로와 같은 노동시장 성과에 영향을 미치는지를 분석하고 있다.

직업훈련제도는 개인의 직업훈련 경험에 영향을 미치고 이러한 경험이 결국 개인의 취업 여부, 고용안정성, 임금 수준에 영향을 미칠 것이다. 따라서 미시 수준의 연구에서는 직업훈련이 청년의 첫 직장 취업에 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위해 직업훈련이 취업여부와 첫 직장의 특성(정규직 취업여부, 대기업 취업여부, 첫 월급 수준)에 어떠한 영향을 미치는지 알아보고자 한다.

한 국가 수준에서 보면 노동시장에 진입하기 전 청년들에 대한 직업훈련 제도도 중요하지만 이미 노동시장에 진입하였지만 숙련수준이 낮아서 저임금·불안정 근로를 전전하는 사람들에게 인적자원에 대한 투자를 통해 더 나은 직장으로 갈 수 있는 기회를 제공하는 것이 사회통합과 공평성 차원에서 적절하다고 할 수 있을 것이다. 이러한 차원에서 최근 유럽에서도 이미 노동시장에서 근로를 하고 있는 근로자를 위한 평생직업훈련제도(Continuing Vocation and Education Training, CVET)를 중시하기 시작하였다. 본 연구 또한 이러한 관점에서 우리나라와 같은 이중노동시장구조에서 취약계층이라고 할 수 있는 비정규직 근로자를 대상으로 하는 직업훈련제도의 효과성을 측정하고자 한다.

위와 같은 배경에서 시작하여 본 연구는 다음과 같은 연구문제를 해결하고자 하는 목적을 가지고 있다.

첫째, 직업훈련에 대한 공공투자는 저임금, 불안정 고용, 청년실업률과 같은 노동시장의 문제를 해결할 수 있는가?

둘째, 어떤 직업훈련제도가 노동시장 성과를 향상시키는데 효과적인가?

셋째, 한국에서 청년을 대상으로 한 직업훈련은 효과가 있는가?

넷째, 한국에서 비정규직을 대상으로 한 직업훈련은 효과가 있는가?

첫 번째와 두 번째 연구문제를 해결하기 위해서 본 연구는 4장에서 직업 훈련에 대한 공공의 투자와 직업훈련제도의 효과성에 대한 국가 간 비교연구를 실시하였다. 4장의 분석 결과와 함의는 청년과 비정규직 대상 직업훈련의 효과성을 평가한 5장과 6장의 분석 결과를 해석하는데 활용되었다. 따라서 여기서는 4장에 대한 가설을 소개하고 5장과 6장에서 검증할 가설은 4장의 소결론에서 제시하고 있다.

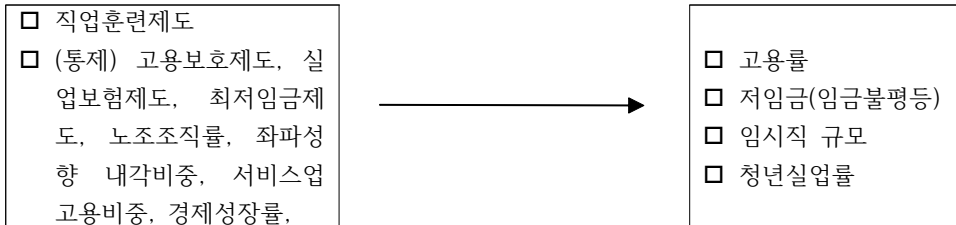
선행연구를 검토하며 살펴보았듯이, 직업훈련에 대한 공공투자는 저임금 및 불안정 고용과 청년실업 문제를 완화하는데 효과가 있을 것이라는 연구(Breen, 2005; Gautie and Schmitt, 2010; Iversen and Soskice, 2010; Gautie et al., 2010; Rueda, 2015)와 그렇지 않다는 연구(Heckman, Lalonde and Smith, 1999; Kazis and Miller, 2001)로 대립하고 있다. 그러나 전통적으로 직업훈련에 대한 공공투자는 인적자본론에 기초하여 저숙련 근로자들의 직업능력개발(upskilling)에 목적을 두고 있으므로 본 연구에서도 직업훈련에 대한 공공투자가 노동시장의 성과를 향상시킬 것이라는 가설을 설정하고자 한다.

한편, 직업훈련제도에 대한 선행연구(Busemeyer and Trampusch, 2012)는 특히 기업의 참여가 높은 직업훈련제도에서 이러한 효과가 나타날 것으로 예상하고 있어 직업훈련제도 중에서도 기업의 참여 수준이 높은 직업훈련제도를 운영하고 있는 국가에서 노동시장 성과가 우수할 것이라고 잠정적인 가설을 세우고자 한다. 위와 같은 거시 수준의 분석 결과를 토대로 5장과 6장에서는 노동시장에서 상대적으로 취약계층이라고 할 수 있는 청년과 비정규직이 직업훈련을 통해 안정적이고 급여 수준이 높은 직장에서 근로할 수 있는지를 분석하고자 한다. 아래에서 본 연구의 분석틀을 그림으로 요약하였다.

## 그림 1 연구의 분석틀

### <분석1>

직업훈련제도가 노동시장의 성과에 미치는 효과에 대한 분석(국가 수준)



### <분석2>

직업훈련이 청년의 노동시장 성과에 미치는 효과에 대한 분석(개인 수준)



### <분석3>

직업훈련이 비정규직의 노동시장 성과에 미치는 효과에 대한 분석(개인 수준)

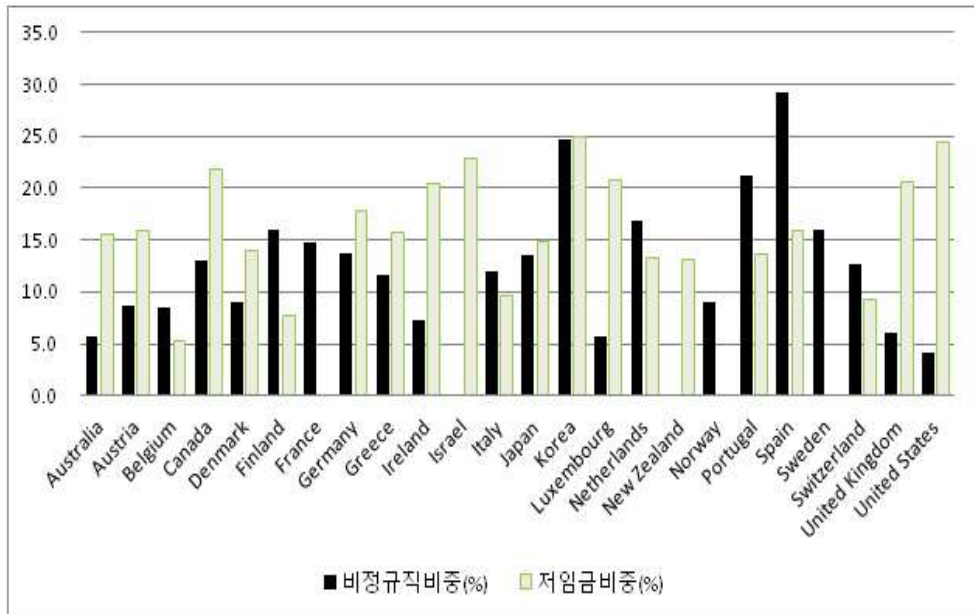


## 제 4 장 직업훈련제도가 노동시장의 성과에 미치는 효과에 대한 분석

### 제1절 연구의 개요

지난 30년 동안 노동시장 유연화와 근로를 통한 복지(workfare)의 도입은 저임금·불안정 근로가 확대되는 원인으로 지적받고 있다(Kazis and Miller, 2001; Kalleberg, 2009). 그러나 국가마다 운영해 온 제도와 정책이 다르기 때문에 저임금·불안정 근로의 규모와 양상에는 차이를 보이고 있다. Barbieri and Scherer(2009)에 의하면 자유주의 국가들은 대체로 이차 노동시장에서 임금유연성을 높이는 노동시장 개혁을 실시하였고, 대륙 유럽국가들은 고용유연성을 높이는 전략을 선택했다. 이러한 제도적 선택의 결과로 미국, 아일랜드, 영국 등 자유주의 국가에서는 저임금 근로의 비중이 높은 특성을 보이는 반면, 스페인, 포르투갈, 네덜란드 등 대륙 유럽 국가들은 임시직 근로의 비중이 높은 경향을 보이고 있다(아래 [그림 2] 참조),

그림 2 국가별 비정규직과 저임금 근로의 비중('00~'13 평균)



(주) 비정규직 근로자 중 임금근로자 중에서 고용이 한시적인 근로자를 의미하고 저임금 근로자는 풀타임 근로자 중 중위임금의 2/3값 미만인 근로자를 의미한다. 해당 통계치에 대한 보다 자세한 설명은 다음 절을 참조할 수 있다.

한국의 경우 2000~2013년 기간 동안 저임금 근로의 비중이 약 25%로 미국과 함께 OECD 국가 중 높은 편이고, 비정규직 근로의 비중도 약 25%로 스웨덴을 제외하면 가장 높은 수준이다. 따라서 저임금·불안정 근로의 비중으로 평가한 한국의 노동시장 상황은 열악한 편이라고 할 수 있다(위 [그림2] 참조). 한국 노동시장의 또 다른 특성은 불안정 근로자가 저임금에 처할 가능성이 높다는 점이다. 아래 [표13]에서 볼 수 있듯이 한국의 비정규직 근로자들은 독일, 덴마크와 달리 저임금 근로의 가능성이 높은 편이고 시간제 근로자들도 저임금 근로로 일할 가능성이 전일제 근로자에 비해 3배 정도로 다른 국가에 비해 높은 편이다.



표 13 비정규직 근로자가 저임금 근로에 처할 확률

고용형태(odds ratio)	한국	덴마크	독일	네덜란드	영국
비정규직 (정규직 대비)	1.79***	1.02	1.01	1.37**	1.18**
시간제 (전일제대비)	3.31***	0.97	1.01**	1.25**	1.19**

(주1) 덴마크, 독일, 네덜란드 영국은 Mason and Salverda(2010)의 연구 결과를 가져왔고, 한국의 경우 노동패널자료('99~'03)를 통해 추정하였다.

(주2) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

선행연구에서 검토하였듯이 저임금 근로가 임금불평등의 심화 현상과 관련이 높은 반면, 불안정 고용의 증가는 대체적으로 노동시장 유연화와 관련이 있다. 노동시장 유연화는 높은 실업률 문제를 해결하고 경제활동참여율을 높이려 시도되었지만 그 효과에 대한 실증연구의 결과는 엇갈리고 있다(Bentolila and Bertola, 1990; Bertola, 1990; Bertola and Rogerson, 1997). 다만 부분적인 노동시장 유연화는 기업으로 하여금 기대 수준이 높은 직원을 정규직으로 뽑아 직업훈련을 통해 생산성을 높이기보다 낮은 생산성을 보이는 근로자들을 뽑아 저비용형 경영전략을 선택하게 하는 결과를 야기하게 된다는 이유로 대체로 비판을 받고 있다(Blanchard and Landier, 2002).

한편, 임금근로자 중에서 고용이 불안정한 비정규직 근로자가 차지하는 비중이 높아지면 경제 전체적으로 어떤 결과를 야기할 것인지에 대해서는 일관된 실증연구 결과가 나오지 않고 있다. 고용 불안정성이 높은 비정규직 근로의 비중이 높으면 근로자의 평균적인 복지 수준이 낮아지기 때문에 비정규직의 정규직 전환을 유도하는 등의 정책을 통해 비정규직 규모 자체를 줄이자는 의견이 있지만, 비정규직이라는 고용형태 자체가 문제가 아니라 임금, 직업훈련, 기업 복지 등에 있어서 차별적인 노동시장 구조와 복지제도가 문제라는 주장(Vosko, 2009)도 있다. 따라서 고용 불안정성 문제는 경제 전체의 고용률, 그리고 고용보호제도와 같은 노동시장제도와 정책을 함께 고려해야 할 것이다.

청년실업률이 전 세계적으로 문제가 됨에 따라 청년실업률 또한 노동시장의 성과 변수중 하나가 되고 있다. 청년이 첫 직장을 갖는데 걸린 시간과 첫 직장의 질은 생애일자리의 질을 결정할 수 있다는 점에서 중요하지만,

아직까지 청년의 노동시장 성과에 영향을 미치는 요인에 대한 실증연구는 부족한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 왜 특정 국가에서 청년실업률이 심화되었는지를 분석하여 최근 문제가 되고 있는 청년실업을 해결하기 위해서는 어떤 제도 혹은 정책에 초점을 두어야 하는지에 대한 시사점을 제시하고자 한다.

본 논문의 4장은 주로 직업훈련에 대한 공공과 민간의 투자가 노동시장 성과에 미치는 영향에 대해 분석하고자 한다. 기존 선행연구는 직업훈련에 대한 공공투자 수준을 결정하는 요인에 초점을 맞추거나(Rueda, 2007). 임금협상제도와의 관계에서 직업훈련에 대한 공공투자가 노동시장의 성과에 미치는 영향을 분석하고(Busemeyer and Trampusch, 2012) 있다. 위와 같은 기존의 선행연구는 또한 한국, 일본 등을 포함하지 못하고 일부 국가를 분석하는데 그치고 있다. 따라서 본 연구는 한국을 포함한 OECD 24개국을 대상으로 하여 적극적 노동시장정책 중 직업훈련에 대한 공공투자가 노동시장 성과에 영향을 미치는지를 분석하였다. 또한 직업훈련제도에 공공 뿐 아니라 기업의 역할이 중요하다는 선행연구에 따라 공공과 기업의 역할을 함께 고려하여 직업훈련제도의 유형을 구분하고 직업훈련제도의 성격에 따라 노동시장 성과에 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다. 이를 통해 최종적으로는 한국 직업훈련제도의 일반성과 특수성을 도출하고 청년과 비정규직 대상 직업훈련의 효과에 영향을 미치는 제도적 배경에 대한 설명을 제시하고 있다.

## 제2절 연구 설계

### 1. 분석모형과 변수의 설정

#### 1) 종속변수

##### (1) 저임금 근로(임금불평등)의 규모

OECD는 전체 풀타임 근로자 중 중위임금의 2/3값 미만인 근로자의 비

중으로 저임금 규모를 측정하고 있다. 그러나 룩셈부르크, 네덜란드, 프랑스 등의 국가는 해당 통계를 보고하지 않고 있고 그 외의 국가들도 2년에 한번씩 해당 통계를 보고 하는 등 해당 통계에는 결측치가 많다는 한계가 있다. 따라서 본 연구는 주로 임금불평등 지표(하위 10% 대비 중위소득비, D5/D1 ratio)를 저임금을 측정하는 변수로 활용하고 있다. 중위임금과 하위임금 간 임금불평등 수준은 저임금 규모와 상관관계가 0.96으로 높은 편이기 때문이다<sup>23)</sup>. 단, 이 경우에도 오스트리아, 벨기에, 포르투갈, 그리스의 임금불평등 자료(2000년~2003년)는 결측치로 남아 있다.

## (2) 비정규직 근로의 규모<sup>24)</sup>

최근에는 노동시장의 성과변수로 실업, 임금불평등 문제 뿐 아니라 고용 불안정성 문제도 고려되고 있다. 따라서 본 연구에서는 비정규직 근로자 비중을 종속변수로 모형에 추가하였다. OECD는 비정규직 근로자를 임금근로자 중에서 고용이 한시적인 근로자를 근로자로 규정하고 있다. 이러한 기준에 따르면 비정규직 근로자는 기간제근로자(fixed-term contracts), 파견 근로자(temporary agency workers), 계절근로자(seasonal workers), 호출근로자(on-call workers), 일용근로자(daily workers), 훈련생(trainees), 공공근로참여자(persons in job creation schemes)가 포함된다. 이러한 정의 때문에 시간제 근로자도 고용계약 기간의 정해진 경우만 비정규직에 포함된다. 따라서 용역, 특수고용, 가정내 근로자는 우리나라에서는 비정규직 근로자로 분류되지만 OECD의 비정규직 근로에 포함되지

23) 저임금 근로의 규모와 임금불평등(D5/D1 ratio)의 높은 상관성은 저임금 근로의 측정방식(중위임금 소득자 기준 2/3 미만 임금소득자의 규모)이 중위임금 소득을 기준으로 측정되고 있기 때문일 것이다. 관련하여 Busemeyer and Iversen(2012)의 실증연구는 불평등을 측정하는 지표로 임금소득 하위 10%대비 상위 10%의 비율(D9/D1 ratio)을 활용하고 있지만, 본 연구에서 주목하고 있는 저임금 근로 문제는 D9/D1 ratio 보다 D5/D1 ratio와 더 연관이 많다고 할 수 있다. D9/D5 ratio와 저임금 비중의 상관지수는 0.83이다.

24) OECD는 고용계약이 한시적인 근로자를 총칭하여 임시직 근로자(temporary workers)라고 부르고 있으나 우리나라에서 고용계약의 기간에 있어 상용직 근로와 대비되는 개념으로 활용되는 임시직 근로 보다는 더 넓은 개념이라고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 OECD에서 임시직 고용(temporary employment)라고 부르는 고용형태를 비정규직 근로라고 부르기로 하였다.

않는다(장신철, 2011).

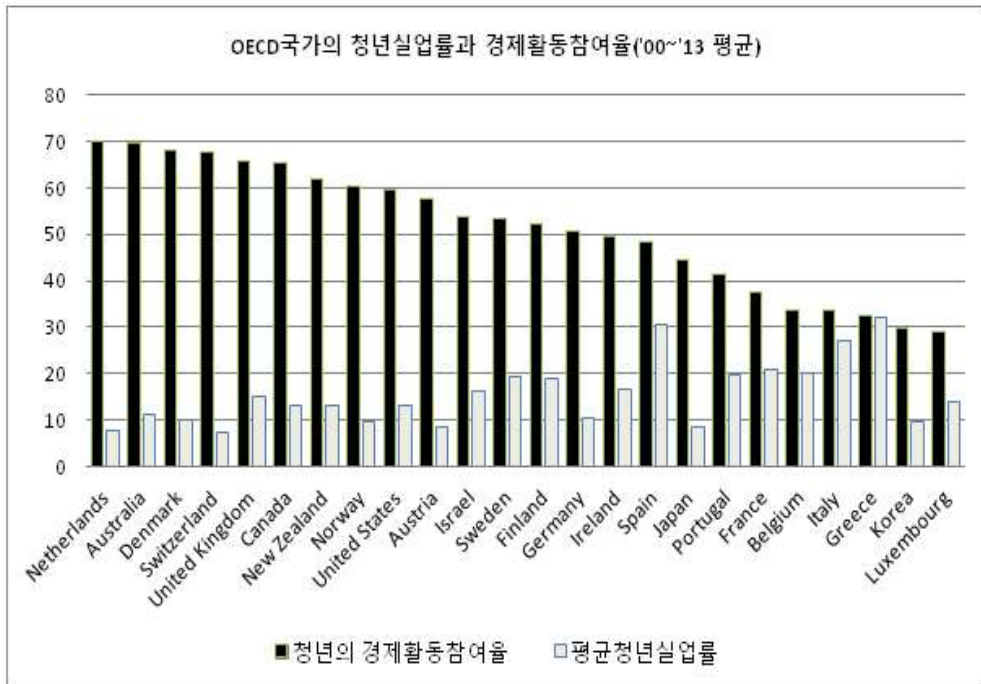
### (3) 청년실업률

본 연구에서 활용한 OECD 통계에서는 청년실업률은 16세에서 24세 사이의 경제활동인구 중에서 실업자의 비중으로 정의한다<sup>25)</sup>. 아래 [그림3]에서 볼 수 있듯이 OECD 통계로 보면 한국의 청년실업률이 낮은 편이지만 경제활동참여율도 낮은 편이다. 일본 또한 이러한 특성을 보이고 있다. 본 연구는 한국과 일본의 실업률 통계가 청년의 경제상황을 반영하지 못할 가능성이 높다고 생각하여, 두 국가를 제외한 OECD 22개 국가를 분석 대상으로 하여 직업훈련이 청년실업에 미치는 영향을 분석하였다.

---

25) 단, 최근 유럽에서는 청년의 범위를 15-29세로 확장하자는 의견이 있어 본 연구도 25세에서 29세의 실업률을 따로 추출하여 추가적인 분석([부록2])을 시도하였다.

그림 3 청년실업률과 경제활동참여율



## 2) 주요 독립변수 및 통제변수

선행연구에서 보았듯이 저임금·불안정 근로와 같은 노동시장 성과에 영향을 주는 요인은 직업훈련과 같은 적극적노동시장 정책 외에도 고용보호제도, 실업보험제도와 같은 노동시장제도 변수, 노조조직률, 좌파내각 비중과 같은 정치적 환경 변수, 그리고 서비스업 고용비중, 경제성장률과 같은 경제적 환경 변수가 있다. 본 연구는 선행연구를 통해 이와 같은 변수들을 모형에 포함하였다. 다음에서는 각 변수의 정의와 측정방식에 대해 설명하였다.

### (1) 적극적 노동시장정책

OECD 통계에서는 적극적 노동시장정책을 고용지원(public employment service), 고용인센티브(employment incentive), 스타트업 인센티브(start-up incentive), 고용창출(direct job creation), 질병, 장애를 가진 사람을 위한 재활 및 고용지원(supported employment and rehabilitation), 직업훈련(training)으로 구분하고 있다. 이와 같이 다양한 적극적 노동시장정책 수단이 있지만 선행연구에서 검토하였듯이 적극적 노동시장정책은 크게 시장친화적인 고용지원이나 고용 인센티브를 중시하는 재진입정책(re-entry facilitation)과 인적자본을 중시하는 직업훈련정책(training), 직접적으로 고용을 창출하기 위해 일자리를 만들거나 보조금을 지원하는 고용창출정책(direct job creation)으로 구분할 수 있다(Bonoli 2010). 본 논문도 이러한 유형구분에 따라 OECD 통계를 아래 [표14]와 같이 매칭하였다.

표 14 적극적 노동시장정책(ALMP)의 유형구분

본 연구의 ALMP 구분	OECD 통계 명칭
직업훈련정책	training
재진입정책	public employment service
	employment incentive
	start-up incentive
	supported employment and rehabilitation
고용창출정책	direct job creation

OECD는 직업훈련(job training)을 정규교육에서 직업훈련을 받는 경우 제도 내 직업훈련(institutional training), 회사(75% 이상)에서 훈련 하는 직장 내 직업훈련(workplace training), 회사와 훈련장소가 혼합된 통합직업훈련(integrated training), 마지막으로 도제제도에 대한 지원(special support for apprenticeship)을 포함하는 개념으로 측정하고 있다. 재진입정책(re-entry facilitation)은 취업을 위한 정보서비스나 상담 혹은 취업 인센티브를 제공하는 정책을 의미한다. 마지막으로 고용창출정책

(direct job creation)은 실업자에 대해 단기적으로 공공에서 직장을 제공해 주는 정책인데, 공공 혹은 비영리 부문에서 일자리를 만들어 제공하거나 민간에 보조금을 주는 방식으로 운영될 수도 있다.

GDP 대비 적극적 노동시장정책에 대한 지출 수준 변수를 활용함에 있어 한 가지 유의할 사항은 적극적 노동시장정책에는 실업자에 대한 직업훈련이 포함되어 있기 때문에 실업률 자체가 지출 수준에 영향을 준다는 것이다. 이로 인해서 비정규직 규모와 같은 종속변수 뿐 아니라 독립변수인 적극적 노동시장정책에 대한 투자 수준이 실업률의 영향을 받아 두 변수간의 관계가 허위 상관관계를 보일 수도 있다. 이 같은 이유로 본 연구에서는 적극적 노동시장정책의 규모를 측정하는 변수로 Rueda(2015)에서 제시한 바와 같이 실업률 1%당 적극적 노동시장정책에 대한 투자 수준( $\frac{\text{직업훈련정책투자}(GDP\text{대비})}{\text{실업률}}$ )을 활용하였다. 마지막으로 적극적 노동시장정책 중 직업훈련은 과거( $t-1$ ) 시차변수를 활용하였다. 일반적으로 직업훈련의 효과는 다른 적극적 노동시장정책과 달리 직업훈련 기간이 있고 그 기간 이후에 효과가 나타난다고 알려져 있기 때문이다(Caroleo and Pastore, 2001; Forslund, Johansson and Lindqvist, 2004)

## (2) 고용보호제도

지난 30년 동안 노동시장 유연화를 위해 가장 많이 활용된 제도 중 하나는 고용보호제도라고 할 수 있다. 그동안 노동시장 유연화를 위해 정규직 해고 규제 혹은 비정규직 활용에 대한 규제의 수준을 낮추는 수단을 많이 활용했기 때문이다. OECD는 고용보호제도의 엄격성(strictness)을 정규직과 비정규직을 구분하여 측정하고 있는데, 국가마다 대체로 두 가지 노동형태에 대해 다른 법규를 적용하고 있기 때문이다. OECD가 제공하고 있는 고용보호 통계자료는 다음과 같이 측정되고 있다. 정규직 고용보호(Employment Protection for Regular Contract: EPRC\_V2) 지표는 개인해고에 대한 규제수준(가중치: 5/7)과 집단해고에 대한 규제수준(가중치: 2/7)을 가중 평균한 값이고, 비정규직 고용보호(Employment Protection for Temporary Employment: EPT\_V1) 지표는 기간제와 임시 및 파견

근로의 활용에 대한 규제수준을 평균한 값이다<sup>26)</sup>. 이렇게 측정된 결과는 고용보호수준이 약할수록 0점에 가깝고 강할수록 6점에 가깝게 점수화 되어 있다.

### (3) 실업보험제도

선행연구에서 검토하였듯이 실업보험 급여의 관대성은 저임금·불안정 근로의 규모와 관계가 있다. 실업보험 급여의 수준이 저숙련 근로자가 실업 상황에서 실업급여를 포기하고 재취업을 할 것인지에 대한 결정에 영향을 미치기 때문이다. 실업급여의 관대성을 측정하기 위해 선행연구는 주로 실업급여에 대한 지출이 GDP에서 차지하는 비중을 활용하고 있다. 이때 실업급여는 실업보험(unemployment insurance), 실업보조(unemployment assistance), 단시간 근로 혹은 근로시간 조정으로 인한 급여의 손실에 대한 보상(partial unemployment benefits or part-time unemployment benefits) 등을 포함하고 있다(OECD, 2015). Rueda(2015)는 GDP 대비 실업급여의 지출 수준을 실업급여의 관대성에 대한 대리변수로 활용하게 되면 사회보호를 제공하는 공급자의 시각에서 실업보험의 관대성을 측정하게 되기 때문에 수요를 함께 측정하기 위해서는 실업자 당 실업급여의 지출 수준으로 관대성을 측정할 필요가 있다고 주장하였다. 본 연구 또한 이러한 논리가 타당하다고 생각하여 실업보험제도의 관대성은 실업률 대비 실업급여의 지출 수준( $\frac{\text{실업급여지출 (GDP대비)}}{\text{실업률}}$ )로 측정하였다.

### (4) 최저임금제도

선행연구에서 검토하였듯이 최저임금제도 또한 저숙련 근로자의 고용, 상대적 임금 수준과 같은 노동시장 성과변수에 영향을 미치는 변수로 알려져 있다. 따라서 최저임금제도가 노동시장 성과변수에 미치는 영향을 분석하기

26) 아래 OECD 웹페이지를 참조하였다.

<http://www.oecd.org/els/emp/oecdindicatorsofemploymentprotection.htm>



위해서는 각국에서 최저임금제도를 어떻게 운영하고 있는지를 고려하여 모형에 포함할 필요성이 있다. OECD 국가의 최저임금제도 운영방식에 대해 고려해야 할 사항 중 하나는 최저임금제도를 시행하고 있지 않은 국가가 있다는 것이다. 본 연구가 분석 대상으로 하고 있는 국가 중 최저임금제도를 실시하지 않은 국가는 오스트리아, 덴마크, 핀란드, 독일<sup>27)</sup>, 이탈리아, 노르웨이, 스웨덴, 스위스 8개국이다. 대체로 북유럽 국가는 노동조합이 실업보험을 관리하고 운영(Ghent System)하기 때문에 노조조직률과 단체협약의 적용률이 높아 최저임금제도 도입에 대한 사회적 요구가 낮다고 알려져 있다(김유선, 2014). 둘째, 책정한 최저임금의 수준에 차이가 있다는 것이다. 최저임금 수준의 상대적 차이에 대해 OECD는 전체 임금근로자의 평균 임금에 대한 최저임금의 수준과 중위임금에 대한 최저임금의 수준에 대한 통계를 제공하고 있다.

본 연구는 위와 같은 최저임금제도의 두 가지 특성을 고려하여 최저임금제도를 세 가지 변수로 구분 하였다. 첫째, 최저임금제도를 도입하지 않은 경우, 둘째, 최저임금제도가 시행되고 있으나 그 수준이 중위임금의 47.2%<sup>28)</sup>를 넘지 않는 경우(캐나다, 그리스 ‘08~’ 11년도 제외, 일본, 한국, 룩셈부르크, 네덜란드 ‘07~’ 09, 스페인, 영국 ‘12년도 제외, 미국), 셋째, 최저임금제도가 시행되고 있고 그 수준이 중위임금의 47.2% 이상인 경우(호주, 벨기에, 프랑스, 그리스 ‘08~’ 11, 아일랜드, 이스라엘, 네덜란드 ‘07~’ 09년도 제외, 뉴질랜드, 포르투갈, 영국 ‘12) 이다.

## (5) 기타 통제변수

선행연구에서 검토하였듯이 Rueda and Potusson(2000), Iversen and Soskice(2010), Busemeyer and Iversen(2012) 등의 연구는 임금협상

27) 독일은 2014년도에 처음으로 최저임금제도를 도입하였으나 본 연구의 분석 대상 기간이 2000-2013년이므로 최저임금제도를 도입하지 않은 국가로 분류되었다.

28) 전체 분석 대상 기간 중 중위 임금에 대한 최저임금의 수준의 중간값이 약 47.2%(2012년 영국, 2006년 네덜란드에 해당하는 값)이었기 때문이다.

제도가 임금불평등에 미치는 영향을 강조하고 있다. 관련하여 Iversen(1998), Kenworthy(2001)는 임금협상제도의 집권화(centralization) 수준을 측정하는 지표를 개발하였다. 해당 지표는 임금협상제도의 결과가 얼마나 많은 노조원의 임금 수준에까지 영향을 행사하는지를 측정하고 있다. 그러나 본 연구는 임금협상제도의 포괄성을 보여주기 위해서 노조조직률(union density) 지표를 활용하고 있는데, 그 이유는 임금협상제도를 측정하기 위해 개발된 지표들이 최근의 변화를 반영하지 못하고 있고, 노조조직률이 임금협상제도와 관련성이 높기 때문이다(Wallerstein and Western, 2000). 정치적 환경에 대한 변수 중 최근 그 중요성이 줄어들고 있지만(Pierson, 1996; Stephens, Huber and Ray, 1999), 좌파 성향 내각 각료의 비중도 저임금·불안정 근로의 비중에 영향을 줄 가능성이 있다고 알려져 있으므로(Rueda and Potusson, 2000) 해당 변수 또한 통제변수에 포함하였다. 구체적으로 관련 변수는 Armingeon et al. (2016)이 제공하는 Comparative Political Data Set<sup>29)</sup>을 참조하였다.

다음으로 본 연구는 전체 근로자 중 서비스업에 고용된 근로자 비중을 통제변수로 모형에 포함하고 있다. 선행연구(Wren, 2013)에서 검토하였듯이 전체 고용 중 서비스업 고용 증가는 저임금·불안정 근로의 원인이 되고 있다는 지적이 있기 때문이다. 마지막으로 실업률과 같은 지표는 경제성장률과 깊게 연관되어 있기 때문에 경제성장률 지표도 세계은행(World Bank, WB)이 제공하는 데이터를 활용하여 모형에 포함하였다.

## 2. 분석 방법

본 연구는 3장에서 논의하였듯이 국가 간 비교연구를 위해 패널 고정효과 모형(within 추정)을 활용하였다. 패널 고정효과 모형은 각 개체 간 관측되지 않은 이질성을 통제하기 위해 국가마다 각 변수의 평균에 센터링하

---

29) Armingeon, Klaus, Christian Isler, Laura Knöpfel, David Weisstanner and Sarah Engler. 2016. Comparative Political Data Set 1960-2014. Bern: Institute of Political Science, University of Berne.

는 방식을 활용한다. 그러나 제도 변수는 잘 변하지 않는 속성이 있기 때문에 국가 고정효과를 활용하게 되면 제도가 아닌 국가 간 차이가 종속변수를 주로 설명하게 된다는 한계가 있다. Busemenyer and Iversen(2011)은 이 같은 문제를 극복하기 위해 국가 더미를 제외하고 오차수정모형(ECM)의 하나인 PCSE(Panel corrected Standard Error) 모형을 활용하였다. 그러나 본 연구의 주요 관심 변수인 직업훈련에 대한 공공투자 수준과 같은 변수는 고정효과로 분석하기에 적절한 분산을 확보할 수 있다고 판단하여 고정효과 모형을 주요 분석 방법으로 활용하였다. 또한 국가 간 이질성을 통제하고서도 정책의 효과가 나타나는지를 보는 것이 연구목적에 더욱 부합할 것이라 생각하여 고정효과 모형을 주로 활용하였다. 다만, 직업훈련제도가 노동시장에 미치는 영향의 경우 분석 기간 동안 큰 변화가 없다고 보는 것이 타당할 것이라고 생각하였기 때문에 오차수정모형(ECM)을 활용하였다. 변수별로 국가 내(within)에서 그리고 국가 간(between) 평균에서 얼마나 퍼져있는지는 다음 [표15]에서 확인 할 수 있다. 예상하였듯이 대부분의 변수에서 국가별 분산이 국가 내에서의 분산보다 더 큰 것을 알 수 있다.

표 15 변수 별 within/between 분산

		Mean	Std.Dev.	Min	Max		N
고용보호 (정규직)	overall	2.34	0.66	0.89	4.10	N	320
	between		0.65	1.00	3.76	n	24
	within		0.11	1.39	2.68	$\bar{T}$	13
고용보호 (비정규직)	overall	1.61	1.05	0.25	4.75	N	320
	between		1.07	0.25	3.75	n	24
	within		0.27	0.62	3.12	$\bar{T}$	13
임금불평 등 (d5/d1)	overall	1.68	0.21	1.35	2.14	N	275
	between		0.20	1.38	2.09	n	24
	within		0.04	1.52	1.82	$\bar{T}$	11
저임금비 중	overall	16.52	5.59	3.70	25.88	N	227
	between		5.48	5.29	24.94	n	21
	within		1.50	9.48	22.33	$\bar{T}$	11
직업훈련 정책	overall	0.03	0.03	0.00	0.16	N	310
	between		0.03	0.00	0.10	n	24
	within		0.01	-0.01	0.11	$\bar{T}$	12.9

재진입정 책	overall	0.07	0.06	0.00	0.44	N	305
	between		0.06	0.01	0.24	n	24
	within		0.02	-0.07	0.27	$\overline{T}$	12.7
고용창출 정책	overall	0.01	0.02	0.00	0.11	N	315
	between		0.01	0.00	0.05	n	24
	within		0.01	-0.03	0.07	$\overline{T}$	13.1
비정규직 규모	overall	13.07	6.11	3.13	33.95	N	286
	between		6.32	4.12	29.24	n	22
	within		1.37	6.97	17.78	$\overline{T}$	13
파트타임 비중	overall	17.59	6.39	4.70	38.67	N	321
	between		6.35	7.36	35.61	n	23
	within		1.44	12.80	22.16	$\overline{T}$	14
청년실업 률	overall	15.56	8.50	4.81	58.28	N	336
	between		6.93	7.41	32.09	n	24
	within		5.11	2.97	41.75	$\overline{T}$	14

### 제3절 분석 결과

#### 1. 기초통계

아래 [표16]에서 볼 수 있듯이 국가별로 직업훈련에 대한 투자 수준이 높은 국가는 덴마크(실업률 1% 당 GDP의 0.10%), 노르웨이(0.08%), 오스트리아(0.08%)이고, 재진입정책(re-entry facilitation)에 지원을 많이 하고 있는 국가는 네덜란드(0.24%), 덴마크(0.21%)였다. 고용창출정책(direct job creation)에 지출비중이 높은 국가는 네덜란드(0.05%), 아일랜드(0.04%) 등이다.

정규직에 대한 고용보호의 수준이 높은 국가는 포르투갈(3.76), 이탈리아(3.13), 독일(3.05) 등이고, 비정규직에 대한 고용보호의 수준이 높은 국가는 룩셈부르크(3.75), 프랑스(3.63), 그리스(3.23) 등이다. 우리나라의 경우 정규직에 고용보호 수준(2.23)은 평균보다 낮은 편이고 비정규직에 대한 고용보호 수준(2.13)은 평균보다 높은 편이나 모두 중간 정도에 해당한다.

임금불평등(d5/d1) 수준이 높은 국가는 미국(2.1), 한국(2.0), 캐나다

(2.0) 등 대체로 자유주의 국가이고, 저임금 수준도 그와 상응하여 자유주의 국가에서 높은 편이다. 파트타임 비중이 높은 국가는 네덜란드(35.6%) 스위스(35.5), 호주(24.2%)이고, 임시·일용직 비중이 높은 국가는 스페인(29.2%) 한국(24.6%), 포르투갈(21.2%) 등이다. 다음으로 청년실업률은 그리스(32.09%), 스페인(30.48%), 이탈리아(27%) 등에서 높은 편이었다.

표 16 국가별·변수별 기초통계량('00~'13 평균)

	직업훈련 투자	재진입 투자	고용 창출 투자	고용 보호 (정규)	고용 보호 (비정규)	임금 불평등 (d5/d1)	저임금 근로 (%)	비정규 근로(%)	청년 실업률 (%)
호주	0.00	0.05	0.01	1.84	0.88	1.69	15.5	5.7	11.3
오스트리아	0.08	0.05	0.01	2.68	1.31	1.72	15.9	8.7	8.7
벨기에	0.02	0.06	0.01	2.78	2.38	1.38	5.3	8.5	20.0
캐나다	0.01	0.03	0.00	1.51	0.25	1.98	21.8	13.0	13.3
덴마크	0.10	0.21	0.00	2.45	1.38	1.59	13.9	9.1	9.9
핀란드	0.05	0.05	0.01	2.07	1.56	1.44	7.7	15.9	18.9
프랑스	0.04	0.05	0.02	2.69	3.63	1.50		14.7	20.9
독일	0.04	0.07	0.01	3.05	1.26	1.81	17.9	13.7	10.4
그리스	0.01	0.01	0.00	2.83	3.23	1.64	15.7	11.7	32.1
아일랜드	0.04	0.04	0.04	1.88	0.52	1.85	20.4	7.3	16.6
이스라엘	0.01	0.01	0.00	1.99	0.88	1.92	22.9		16.3
이탈리	0.02	0.04	0.00	3.13	2.21	1.49	9.5	12.1	27.0

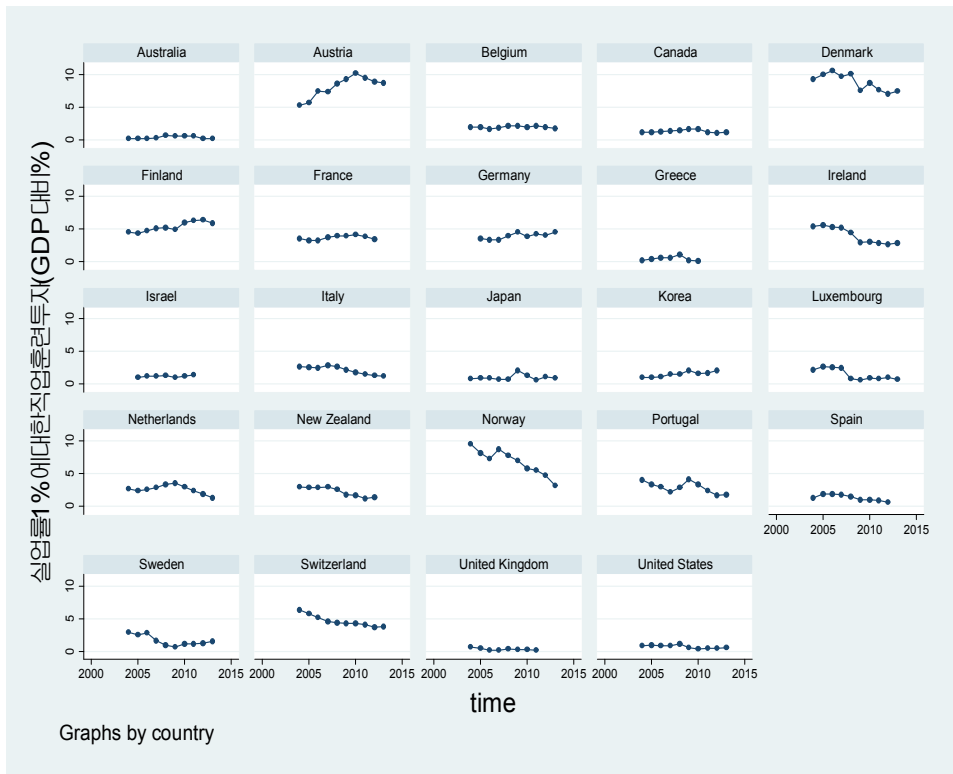
아									
일본	0.00	0.03	0.00	2.03	0.88	1.63	14.8	13.6	8.7
한국	0.01	0.02	0.03	2.23	2.13	2.05	24.9	24.6	9.7
룩셈부									
르크	0.02	0.07	0.03	2.71	3.75	1.58	20.9	5.8	13.8
네덜란									
드	0.03	0.24	0.05	2.91	0.94	1.61	13.2	16.8	7.7
뉴질랜									
드	0.03	0.04	0.00	1.08	0.96	1.56	13.0		13.2
노르웨									
이	0.08	0.10	0.00	2.38	2.91	1.51		9.1	9.7
포르투									
갈	0.03	0.04	0.00	3.76	2.36	1.56	13.6	21.2	19.7
스페인									
	0.01	0.04	0.01	2.72	3.04	1.68	15.9	29.2	30.5
스웨덴									
	0.03	0.14	0.00	2.58	1.17	1.38		15.9	19.1
스위스									
	0.05	0.10	0.00	2.18	1.13	1.48	9.2	12.6	7.4
영국									
	0.00	0.05	0.00	1.67	0.35	1.81	20.6	6.1	15.1
미국									
	0.01	0.01	0.00	1.67	0.25	2.09	24.4	4.1	13.3

(주1) OECD 통계자료를 활용하였고, 2000년부터 2013년의 평균값이다.

(주2) 재진입투자, 직업훈련투자, 고용창출투자 수준은 실업률 1%에 대한 공공투자 수준을 의미하는데 이때 공공투자 수준은 GDP 대비 비중(%)이다.

다음으로 본 연구에서는 직업훈련에 대한 공공투자 수준 변수를 자주 활용하고 있으므로 이 변수의 국가 간 차이와 시계열적 변화도 구체적으로 확인할 필요가 있을 것으로 보인다(아래 [그림4] 참조). 2000년에서 2013년 사이에 실업률 대비 직업훈련에 대한 공공투자수준( $\frac{\text{직업훈련정책투자}}{\text{실업률}}(GDP\text{대비})$ ) 기준으로 투자수준이 높은 국가는 덴마크(실업률 1%당 GDP의 0.1%), 오스트리아(0.08%), 노르웨이(0.08%)였고, 낮은 국가는 호주, 일본, 영국(실업률 1%당 GDP의 0.005% 이하)이었다. 한국은 0.015%로 24개국 중 16위에 해당했다.

그림 4 직업훈련에 대한 공공투자 수준(국가별, 시기별)



선행연구에서 보았듯이 2000년대에 들어 영국과 미국과 자유주의 국가 뿐 만 아니라 덴마크, 스웨덴과 같은 국가에서도 근로연계복지(workfare)를 도입하여 직업훈련을 통해 기술을 이전하기 보다는 실업자나 취약계층을 일단 노동시장에 진입할 수 있도록 돕는 재진입정책(re-entry policy)에 초점을 맞추기 시작했다. 직업훈련 프로그램에 참여 하더라도 고용을 조건부(conditionality)로 직업 훈련을 제공하거나 장기보다는 단기 프로그램에 대한 지원을 늘렸다는 것도 근로연계복지 정책의 또 다른 특성이라고 할 수 있다(Martin and Grubb, 2001; Gautie and Schmitt, 2010; Bonolli, 2010). 실제로 본 연구에서의 분석 대상 기간인 2000-2013년 동안 직업훈련에 대한 공공투자의 수준이 핀란드, 오스트리아, 독일 등을 제외하고는 대체적으로 감소하는 경향을 보이고 있었다. 이러한 경향은 전

통적으로 직업훈련에 대한 투자수준이 높다고 알려진 덴마크, 스위스, 아일랜드뿐만 아니라 포르투갈, 아일랜드, 노르웨이, 룩셈부르크와 같은 국가에서도 나타나는 현상이었다.

## 2. 직업훈련에 대한 공공투자가 노동시장의 성과에 미치는 효과

다음에서는 직업훈련에 대한 공공투자가 노동시장의 성과(고용률, 임금불평등, 비정규직 규모, 청년실업률)에 미치는 영향에 대해서 분석하고자 한다<sup>30)</sup>. 고용률을 종속변수로 하여 분석한 결과, 직업훈련에 대한 공공투자는 고용률을 높이는 것으로 나타났다. 이러한 직업훈련의 고용에 대한 효과는 거시 연구(Rueda, 2014; Oesch, 2010) 뿐 아니라 미시적 연구에서도 나타나는 결과인데, Kluve(2010)와 같은 연구는 메타연구를 통해 직업훈련이 대부분의 연구에서 고용에 긍정적인 영향을 미친다고 분석하고 있음을 보여주었다. 반면, 직업훈련에 대한 공공투자 수준은 임금불평등 수준(d5/d1 ratio)에 음(-)의 방향으로 영향을 주고 있지만, 통계적 유의미성은 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 관련 선행연구(Gautie and Schmitt, 2010; Busemeyer and Iversen, 2012)에서 예측한 것과 다른 결과로 그 이유에 대한 설명이 필요해 보인다. 관련 선행연구는 직업훈련이 임금불평등 수준에 영향을 미치는 요인에 대해 저숙련 근로자의 공급 증가 측면과 직업훈련의 성격 변화 측면에서 살펴보고 있으므로 다음에서는 이와 같은 선행연구와 본 연구결과를 함께 살펴보고자 한다.

우선 직업훈련에 대한 공공투자가 저숙련 근로자의 임금 수준을 낮출 가능성이 있다고 주장하는 연구(Kazis and Miller, 2001; Gautie and Schmitt, 2010)들은 직업훈련이 저숙련 근로자들의 고용가능성을 높이기 때문에 노동시장에서 저숙련 근로자들의 공급을 증가시키고 이로 인해 저

---

30) 본 연구는 주요 관심 종속변수인 임금불평등, 비정규직 규모, 청년실업률 외에도 고용률을 따로 분석하였다. 그 이유는 저임금 및 비정규직 규모가 고용률의 영향을 받기 때문이다. 예를 들어, 독일과 같은 국가에서는 고용률이 증가함과 동시에 저임금·불안정 근로의 규모가 증가하고 있는데, 이는 추가적인 근로자가 발생하면서 나타나는 현상으로 부정적으로만 볼 수 없다. 반면에 아일랜드는 고용률이 감소하면서 저임금·불안정 근로가 증가하고 있는데 이러한 현상은 노동시장에서 좋은 일자리들이 없어지는 것을 의미하기 때문에 노동시장의 상황이 악화되고 있다고 판단할 수 있을 것이다.



숙련 근로자들의 상대적인 임금 수준이 낮아질 가능성이 있다고 지적하고 있다. 본 연구에서도 고용률을 종속변수로 하는 분석모형에서 직업훈련에 대한 공공투자가 고용률을 증가시키는 효과가 있었는데, 만일 이 같은 고용 증가가 저임금 부문에서 일어났다면 직업훈련에 대한 공공투자가 저숙련 근로자의 상대적인 임금수준을 낮출 것이라는 주장이 어느 정도 설득력이 있게 된다. 실제로 분석 기간 동안 핀란드, 오스트리아, 독일에서는 직업훈련에 대한 공공투자 수준이 높아지면서 고용률이 높아졌지만 임금불평등 수준은 악화되는 현상이 나타나고 있었다. 반대로 직업훈련에 대한 공공투자 수준을 낮춘 노르웨이, 덴마크, 아일랜드, 이탈리아와 같은 국가는 고용률은 감소했지만 오히려 임금불평등 수준이 증가하고 있었다. 직업훈련에 대한 공공투자가 임금불평등 수준을 완화하지는 못하지만 공공투자 수준을 낮추면 고용률과 함께 임금불평등을 악화시키는 요인이 되는 것으로 보인다. 그러나 이에 대해서는 저임금·저숙련 노동시장의 고용률을 포함한 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

한편, 2000년대 들어 적극적 노동시장정책의 성격이 변화했다고 지적하는 선행연구(Bonoli, 2010; Rueda, 2014)들은 이러한 노동시장정책의 성격변화로 인해 직업훈련이 노동시장에 미치는 긍정적인 효과가 나타나지 않고 있다고 주장하고 있다. 해당 기간 동안 적극적 노동시장정책(ALMP)은 근로연계복지(workfare) 또는 활성화정책(activation)으로 인해 재진입정책(re-entry policy)에 대한 투자 수준은 높아졌지만, 직업훈련에 대한 투자수준은 낮아졌고 직업훈련이 고용을 조건부로(conditionality) 제공되는 경우가 많아졌다(Martin and Grubb, 2001; Gautie and Schmitt, 2010; Bonoli, 2010). 관련 연구는 이로 인해 공공의 직업훈련에 대한 투자가 기존에 목표로 했던 직업능력개발(upskilling)을 통한 저숙련 근로자의 생산성 향상이라는 목적은 달성하기가 어려워진 반면, 저임금 노동공급을 증가시켜 저임금 노동시장에서 임금을 낮추는 효과가 나타났다고 주장하고 있다(Kazis and Miller, 2001; Gautie and Schmitt, 2010). 실제로 아래 [표17]를 보면 재진입정책에 대한 투자는 임금불평등 수준을 증가시키는 경향이 있었다. 따라서 순수한 직업훈련의 직업능력개발(upskilling)에 대한 효과와 재진입정책에 조건부로 제공되는 직업훈련의

효과가 혼재되어 나타났기 때문에 직업훈련이 임금불평등 수준을 낮추는 효과가 뚜렷하게 나타나지 않았을 가능성이 있다.

표 17 직업훈련에 대한 공공투자와 노동시장 성과(고정효과 모형)

종속변수	고용률		임금불평등		비정규직 규모		청년실업률	
	coef	se	coef	se	coef	se	coef	se
서비스업고용			0.001	0.001			0.001	0.002
경제개방도	-0.000**	0.000	0.000	0.000	0.044***	0.012	0.001**	0.000
경제성장률	0.002***	0.001	0.001	0.002	0.134**	0.061	-0.008***	0.002
노조조직률	-0.002***	0.001	-0.004	0.002	-0.396***	0.066	0.005***	0.002
좌파내각(%)	0.000	0.000	-0.000*	0.000	0.007**	0.003	-0.000	0.000
고용보호 (정규직)	0.041***	0.011	0.084**	0.036	0.455	0.927	-0.158***	0.028
고용보호 (비정규직)	-0.006	0.005	0.089***	0.029	0.226	0.394	-0.001	0.011
실업보험의 관대성	-0.032	0.035	-0.033	0.106	8.294**	3.334	0.258***	0.088
직업훈련투자 (lag)	0.543***	0.086	-0.117	0.253	-3.157	7.384	-0.951***	0.212
재진입투자	0.068	0.062	0.515**	0.208	-9.790*	5.382	-0.314*	0.179
고용창출투자	0.137	0.133	-0.188	0.401	-39.81***	11.57	-0.599	0.504
상수항	0.670***	0.038	1.349***	0.125	21.774***	3.491	0.260	0.159
연도더미	O		O		O		O	
no. of obs.	268		224		236		242	
no. of Groups	23		23		22		21	
rho	0.97		0.98		0.98		0.96	
R^2(within)	0.42		0.25		0.36		0.60	
R^2(between )	0.02		0.07		0.03		0.03	
R^2(overall)	0.01		0.04		0.07		0.00	

(주1) 하우스만 검정 결과, 비정규직 규모를 종속변수로 하였을 때  $\chi^2(22)=36.95$  ( $p$ -value=0.02)으로 영가설을 기각하여 고정효과 모형만이 일치추정량이라는 결과를 얻을 수 있었고, 청년실업률도  $\chi^2(22)=38.29$  ( $p$ -value=0.02)로 고정효과 모형만이 일치추정량으로 고정효과 모형의 결과를 보고하고 있다. 임금불평등과 고용률을 종속변수로 하는 경우에는 임의효과 모형의 추정치가 더 효율적이거나(고용률:  $\chi^2(22)=21.19$  ( $p$ -value=0.51), 임금불평등:  $\chi^2(22)=10.76$  ( $p$ -value=0.98)), 적극적노동시장정책에 있어 고정효과 모형의 분석 결과와 계수값의 방향이나 통계적 유의미성과 큰 차이가 없었기 때문에 본문에는 포함하지 않고 [부록1]에 분석한 결과를

---

제시하였다.

(주2) 비정규직 규모와 고용률을 종속변수로 할 때 서비스업 고용 비중이 다중공선성문제(multicollinearity)를 야기하여 해당 변수를 제외하고 분석하였다.

(주3) 고등교육 수준의 증가로 인해 최근 유럽에서는 청년실업의 정책 대상을 15-29세로 넓히는 것을 권고하고 있다. OECD 통계는 25-29세 청년실업률을 따로 제공하고 있는데, 본문에 포함하지는 않았지만 25-29세의 청년실업률을 종속변수로 하더라도 위의 분석 결과의 부호와 통계적 유의미성과 차이가 거의 없었다. 이러한 분석 결과를 [부록 2]에 포함하였다.

(주4) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

다음으로 직업훈련에 대한 공공의 투자 수준은 비정규직 근로의 비중과 음(-)의 관계에 있었지만, 이 또한 통계적으로 유의미하지는 않았다(위 [표17] 참조). Rueda(2014)에 의하면 주로 이차 노동시장에 근로하는 저숙련 근로자들은 직업훈련을 통해 숙련수준을 높여 일차 노동시장으로 진입할 수 있다. 그러나 본 연구의 분석 결과를 보면 이러한 효과가 나타나지 않았는데 그 원인은 무엇일까? 이를 밝히기 위해 이중노동시장 국가로 제한해서 직업훈련에 대한 공공투자가 비정규직 근로의 비중을 낮추지 여부를 분석해 보았다. 이때 한 국가의 노동시장이 고용형태를 기준으로 분절되어 있는지 여부는 Boeri and Garibaldi (2007), Barbieri and Scherner(2009), Peng(2010), Rueda(2014)를 참조하였다<sup>31)</sup>.

노동시장의 특성을 구분하여 분석한 결과(아래 [표18] 참조), 예상한 것처럼 이중노동시장 국가에서 주로 직업훈련에 대한 공공투자가 비정규직 비중을 낮추는 효과가 있는 것으로 나타나고 있었다. 그렇다면 특히 이중노

---

31) 구체적으로 이중노동시장 국가는 다음과 같은 절차에 의해서 구분하였다. 먼저 일반적으로 잘 알려진 이중노동시장 국가인 일본(Peng, 2010) 독일(Palier and Thelen, 2010; Eichhorst and Marx, 2011)을 기준으로 Rueda(2014)가 제시한 이중노동시장국가의 두 가지 특성(ALMP의 관대성, 정규직에 대한 고용보호)에 기초하여 2000-2013년 동안 ALMP의 관대성이 독일보다 낮은 국가, 정규직에 대한 고용보호 수준이 일본보다 높은 국가를 이중노동시장 국가에 포함시켰다. 이 기준에 따르면 독일, 벨기에, 오스트리아, 일본, 포르투갈, 이탈리아, 스페인, 그리스, 룩셈부르크가 이중노동시장 국가에 포함된다. 그러나 룩셈부르크는 정규직에 대한 고용보호수준이 높지만 비정규직에 대한 고용보호 수준도 높아 OECD 국가에서 임시직 근로의 사용 비중이 매우 낮은 것으로 알려져 있어 (Lawson, 2010) 이중노동시장 국가로 분류하지 않았다. 또한 프랑스의 GDP 대비 ALMP 투자 비중은 독일과 비슷하지만 노동시장 개혁 이후 임시직에 대한 고용보호 수준을 완화하고(Blanchard and Landier, 2002), 이중노동시장국가로 전환하고 있다는 연구 (Palier and Thelen, 2010)을 참고하여 이중노동시장 국가로 분류하였다.

동시장 구조에서 이러한 효과가 나타난 원인에 대해서 밝혀야 할 것 보인다. 직업훈련에 대한 공공투자는 앞의 분석 결과에서 보았듯이 고용률을 증가시키는 효과가 있다. 이렇게 고용 규모가 증가함에도 불구하고 이중노동시장 구조에서는 정규직 해고의 비용이 높기 때문에 정규직 일자리를 늘리기 힘들 수 있다. 그렇다면 기업이 활용할 수 있는 대안은 비정규직을 활용하는 것일 것이다. 이러한 상황에서 정부 지원으로 비정규직에 대해 직업훈련을 실시한다면 기업은 생산성이 높아진 비정규직 직원을 정규직으로 재고용할 가능성이 있다.

이러한 효과가 특히 이중노동시장구조에서 일어난다는 사실은 Barbieri and Scherer(2009)가 지적한 것처럼 고용형태에 따라 노동시장이 이중화된 경우에는 생산성 향상에 대한 보상이 정규직 전환으로 이루어지기 때문일 수도 있다. 분석 대상과 방법은 다르지만 비슷한 연구결과로 Baranowska and Gebel(2010)도 정규직 고용보호의 수준이 청년 비정규직 근로자를 증가시킨다는 증거는 없다고 분석하였는데, 이러한 분석 결과에 대해 직업훈련에 대한 투자가 청년을 노동시장으로 통합하는 효과를 발휘했기 때문이라고 설명하고 있다. 그러나 실제로 이러한 분석 결과가 국가별로 나타나는지에 대해서는 구체적인 실증분석이 필요할 것이다.

표 18 직업훈련에 대한 공공투자와 비정규직 비중(이중노동시장인지 여부에 따른 구분)

종속변수 =비정규직 비중	OECD 24개국 전체		이중노동시장		이중노동시장이 아닌 국가	
	coef	se	coef	se	coef	se
경제개방도	0.044***	0.012	0.036	0.045	0.035***	0.010
경제성장률	0.134**	0.061	0.308**	0.117	0.025	0.057
노조조직률	-0.396***	0.066	-0.659***	0.172	-0.094	0.083
좌파내각(%)	0.007**	0.003	0.012**	0.005	0.001	0.003
고용보호 (정규직)	0.455	0.927	-0.640	1.785	2.677*	1.494
고용보호 (비정규직)	0.226	0.394	-0.526	0.632	-0.860	0.913
실업보험의 관대성	8.294**	3.334	1.628	9.726	8.465***	2.834
직업훈련투자 (lag)	-3.157	7.384	-81.870**	33.089	-4.911	6.031
재진입투자	-9.790*	5.382	30.780*	16.602	-6.902	5.346
고용창출투자	-39.81***	11.57	-11.335	22.349	-53.531***	14.772
상수항	21.774***	3.491	33.828***	5.746	6.755	5.064
연도더미	O		O		O	
no. of obs.	236		111		125	
no. of Groups	22		10		12	
rho	0.98		0.96		0.98	
R <sup>2</sup> (within)	0.36		0.41		0.67	
R <sup>2</sup> (between)	0.03		0.46		0.00	
R <sup>2</sup> (overall)	0.07		0.47		0.00	

(주1) 이중노동시장으로 분류된 국가는 벨기에, 독일, 이탈리아, 포르투갈, 스페인, 그리스, 프랑스, 오스트리아, 한국, 일본이고, 이중노동시장으로 분류되지 않은 국가에는 룩셈부르크, 영국, 아일랜드, 캐나다, 호주, 미국, 스위스, 핀란드, 뉴질랜드, 스웨덴, 네덜란드, 덴마크, 노르웨이가 포함되어 있다.

(주2) 하우스만 검정 결과 이중노동시장 국가를 표본을 한 경우에는  $\chi^2(9)=79.60$  ( $p\text{-value}=0.00$ )으로 영가설을 기각하여 고정효과 모형만이 일치추정량이라는 결과를 얻을 수 있었고 이중노동시장이 아닌 국가를 표본으로 한 경우에도  $\chi^2(11)=96.43$  ( $p\text{-value}=0.00$ )으로 고정효과 모형의 결과를 보고하였다.

---

(주3) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

다음으로 위 [표18]에서 볼 수 있듯이 재진입정책에 대한 투자 수준은 이중노동시장 국가에서 비정규직 근로자의 비중을 증가시키는 효과가 있었다. 적극적 노동시장정책에 대한 선행연구를 참고하면 재진입정책은 저숙련 근로자로 하여금 저임금·불안정 근로를 받아들이도록 하여 비정규직 근로의 비중을 높이는 결과를 야기하는데(Kazis and Miller, 2001; Gautie and Schmitt, 2010), 본 연구 결과는 이중노동시장에서 그러한 현상이 나타나고 있음을 보여주고 있다.

다음으로 본 연구에서 고용창출 정책에 대한 공공투자의 관대성은 대체로 비정규직 비중을 줄이는 것으로 나타나고 있다. 비정규직 근로자의 비중에 미치는 영향에 대한 연구는 많지 않지만, Hohmeyer and Wolff(2010)는 독일의 고용창출 프로그램 중 공공지출의 수준이 낮은 One-Euro-Job 프로그램(1인당 1달에 약 347유로 지원, 2008년 기준)과 투자 수준이 높은 Job Creation Schemes(JCS, 1인당 한 달에 약 1123 유로 지원), Work Opportunities in Contributory Jobs(WO-CJ, 1인당 한 달에 약 1474유로 지원) 프로그램을 비교하였을 때, 공공의 지출수준이 가장 높은 WO-CJ 프로그램이 가장 강한 정규직 고용효과가 나타났다고 분석하고 있다. 이러한 분석 결과는 고용창출 투자의 수준이 비정규직 근로자의 비중을 낮출 수도 있음을 시사하고 있다<sup>32)</sup>. 그러나 재진입 투자와 고용창출투자가 비정규직 근로의 비중에 미치는 영향에 대해서는 향후 추가적인 분석이 필요할 것으로 보인다.

마지막으로 직업훈련에 대한 공공투자 수준은 청년실업률을 낮추는 것으로 나타나고 있다(위 [표17] 참조). 관련하여 Breen(2005)은 고용보호 수준 자체는 성인실업률에 대비하여 청년실업률을 높이는 경향이 있지만 직업훈련에 대한 투자 수준이 높다면 청년실업률을 낮출 수 있다고 주장하였다. 이 연구는 직업훈련제도가 고용보호제도가 청년실업에 미치는 영향을 상쇄할 수도 있음을 시사하고 있다. 최근 우리나라는 청년실업 문제가 주로

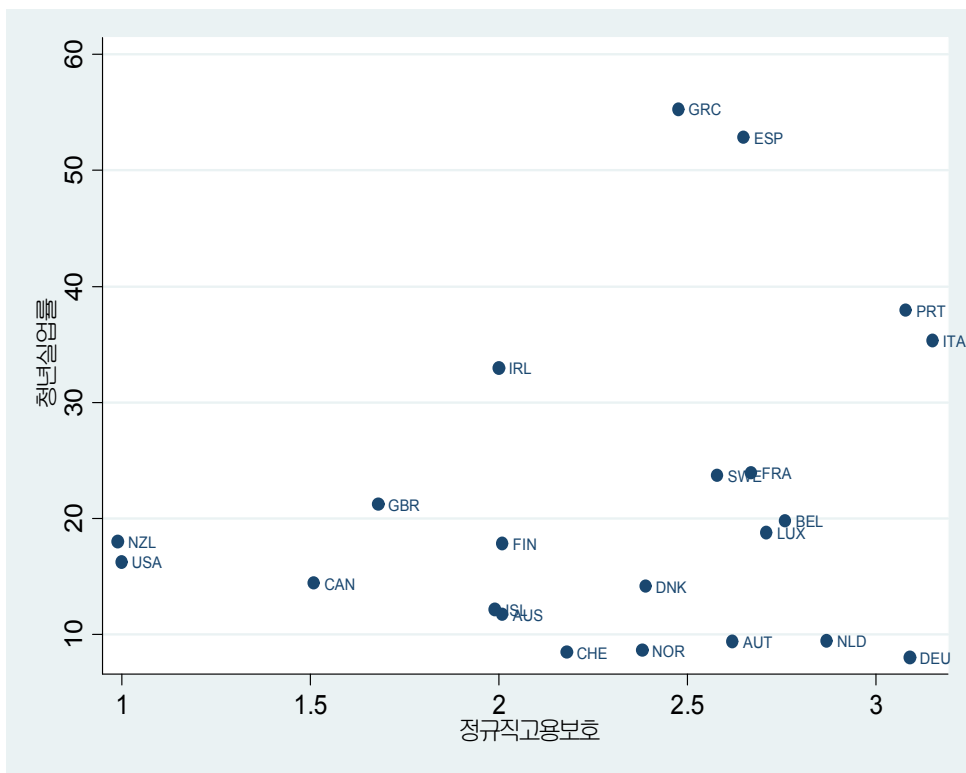
---

32) 본 연구에서 활용하고 있는 OECD 데이터는 고용창출정책에 대한 지출수준 통계를 산출할 때 고용창출이 정규직 부문에서 일어났는지 비정규직 부문에서 일어났는지를 구분하고 있지 않고 있다.

고용보호제도와 연관이 있음을 강조하고 있는데, 본 연구 결과에 의하면 ([표17]) 정규직 고용보호는 오히려 청년실업률을 낮추는 것으로 나와 앞으로 이에 대한 구체적인 분석이 필요해 보인다.

정규직 고용보호와 청년실업률의 관계를 산포도(scatter plot)로 그려보면 일반적으로 예측할 수 있듯이 자유주의 국가인 캐나다(CAN), 뉴질랜드(NLZ), 미국(USA) 등에서 청년실업률이 낮은 편임을 확인할 수 있다. 그러나 반대로 독일(GER), 스위스(CHE), 오스트리아(AUT), 덴마크(DNK) 등은 고용보호 수준이 높음에도 불구하고 자유주의 국가들 보다 청년실업률이 낮은 편이다(아래 [그림5] 참조).

그림 5 정규직 고용보호와 청년실업률의 관계(산포도)



(주1) 정규직 고용보호지수와 청년실업률은 2012년도 OECD 통계자료를 활용하였다.

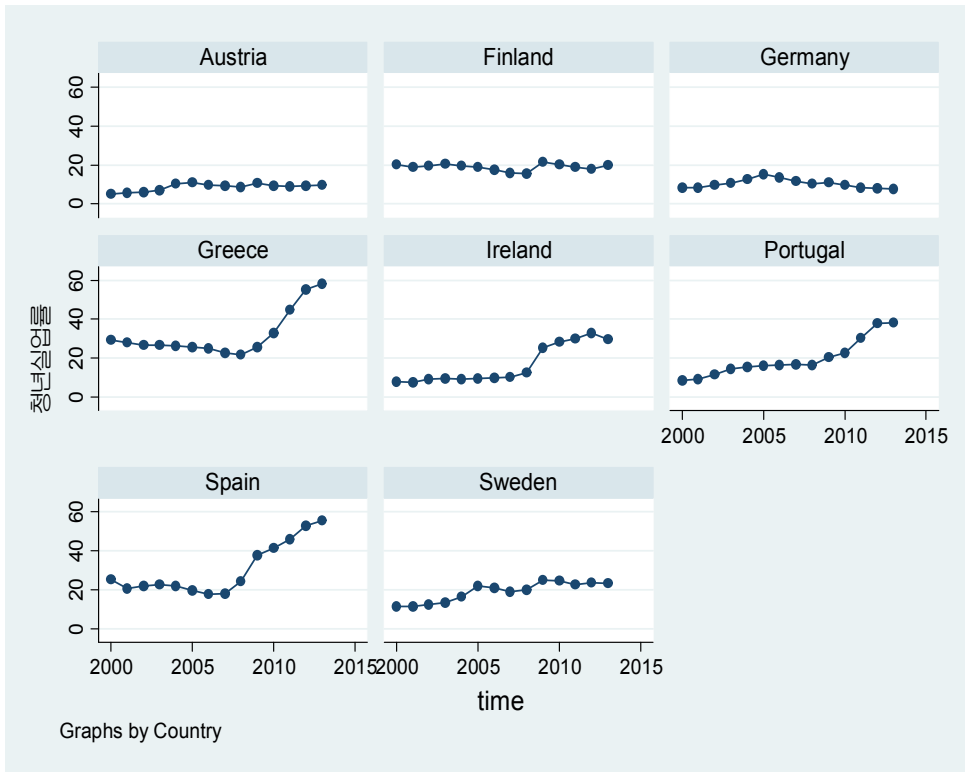
(주2) AUS: 호주, AUT: 오스트리아, BEL: 벨기에, CAN: 캐나다, CHE: 스위스, DNK: 덴마크, DEU: 독일, ESP: 스페인, FIN: 핀란드, FRA: 프랑스, GBR: 영국, GRC: 그리

스, IRL: 아일랜드, ISR: 이스라엘, ITA: 이탈리아, JPN: 일본, KOR: 한국, LUX: 룩셈부르크, NLD: 네덜란드, NZL: 뉴질랜드, NOR: 노르웨이, PRT: 포르투갈, SWE: 스웨덴, USA: 미국

위 [그림5]를 통해 우리는 정규직 고용보호 수준과 청년실업률의 관계가 단선적인 것은 아니라는 것을 알 수 있다. 이는 독일, 스위스, 오스트리아, 덴마크가 청년에 대한 기업과 공공의 투자 수준이 높은 국가임을 생각할 때 직업훈련제도의 특성이 반영된 결과로 보인다. 실제로 분석 대상 기간 동안 직업훈련에 대한 공공의 투자 수준을 높이고 정규직에 대한 고용보호를 강화한 독일에서는 청년실업률이 낮아졌고 직업훈련에 대한 공공의 투자 수준을 유지하거나 변함이 없었던 정규직에 대한 고용보호를 완화한 그리스, 스페인, 포르투갈, 스웨덴 등에서는 오히려 청년실업률이 높아졌다는 것을 확인할 수 있었다(아래 [그림6]참조). 즉, Breen(2005)이 주장하듯이 고용보호제도 뿐 아니라 직업훈련에 대한 투자 수준도 청년실업률에 영향을 미치며 본 연구의 분석 결과에 의하면 고용보호제도의 효과를 통제하고도 직업훈련에 대한 공공투자는 청년실업을 줄이는데 영향을 주고 있음을 알 수 있다.



그림 6 청년실업률(국가별, 시기별)



(주) 청년실업률은 OECD 통계를 활용했다.

그러나 직업훈련에 대한 공공투자만을 고려한다면 직업훈련제도의 일부만 보게 되는 것이라고 할 수 있다. 한 국가의 직업훈련제도에 있어서 공공뿐 아니라 기업과 같은 민간의 역할도 중요하기 때문이다(Busemeyer and Traumpsch, 2012). 따라서 다음에서는 공공과 민간의 역할을 모두 고려하여 직업훈련제도가 고용률, 저임금규모, 비정규직 규모 청년실업률에 미치는 영향에 대해서 분석하고자 한다. 이때 직업훈련제도는 엄밀히 말하면 후기중등교육기(upper secondary level of education)의 직업교육과 훈련에 대한 것이다.

### 3. 직업훈련제도가 노동시장 성과에 미치는 영향

직업훈련의 비용을 부담하는 주체는 정부 뿐 아니라 개인, 기업과 노조, 사업주단체와 같은 사회단체가 될 수도 있다(Busemeyer and Trampusch, 2012). 관련하여 자본주의의 다양성(Varieties of Capitalism, VoC)을 주장하는 학자들은 기술의 이전가능성(portability)에 따라 정규 교육기관에서 제공하는 일반적인 기술(general skill)과 산업 또는 직종 특정적 기술(industry - or occupation-specific skill), 그리고 기업 특정적 기술(firm-specific skill)에 대한 논의를 발전시켜 왔다. Estevez-Ave et al.(2001)은 위의 기술 중에서도 특히 특수 기술(specific skill)은 다른 산업 혹은 다른 회사에서 활용될 가능성이 낮기 때문에 개인의 입장에서 특수 기술에 투자할 유인이 낮아지고 따라서 고용 보호제도와 실업보험제도로 이를 보상해 주어야할 필요성이 생겼다고 분석하고 있다.

Busemeyer(2007)는 위와 같은 기술의 유형 구분과 고용보호제도, 실업보험제도의 정합성에 대한 연구가 그동안의 실증연구에서 비판받아 왔고,<sup>33)</sup> 특히 조정경제(Coordinated Market Economics, CMEs) 내에서의 차이를 설명하지 못한다고 지적하며 숙련형성에 대한 새로운 유형 구분이 필요함을 주장하였다. 또한 기술의 이동성(portability)을 설명하기 위해서는 기업의 투자 수준 뿐 아니라 기업이 그러한 기술을 채용과정에서 얼마나 받아들일지에 대한 인증 시스템(mechanisms of authoritative certification of vocational skills)이 중요하다는 점에서 그동안 자본주의의 다양성(VofC)에 관한 연구가 주로 활용했던 후기중등교육수준에서 직업교육의 비중 보다 직업교육에서 견습 프로그램의 비중이 어느 정도인지가 중요하다고 지적하고 있다(Busemeyer and Trampusch, 2012).

---

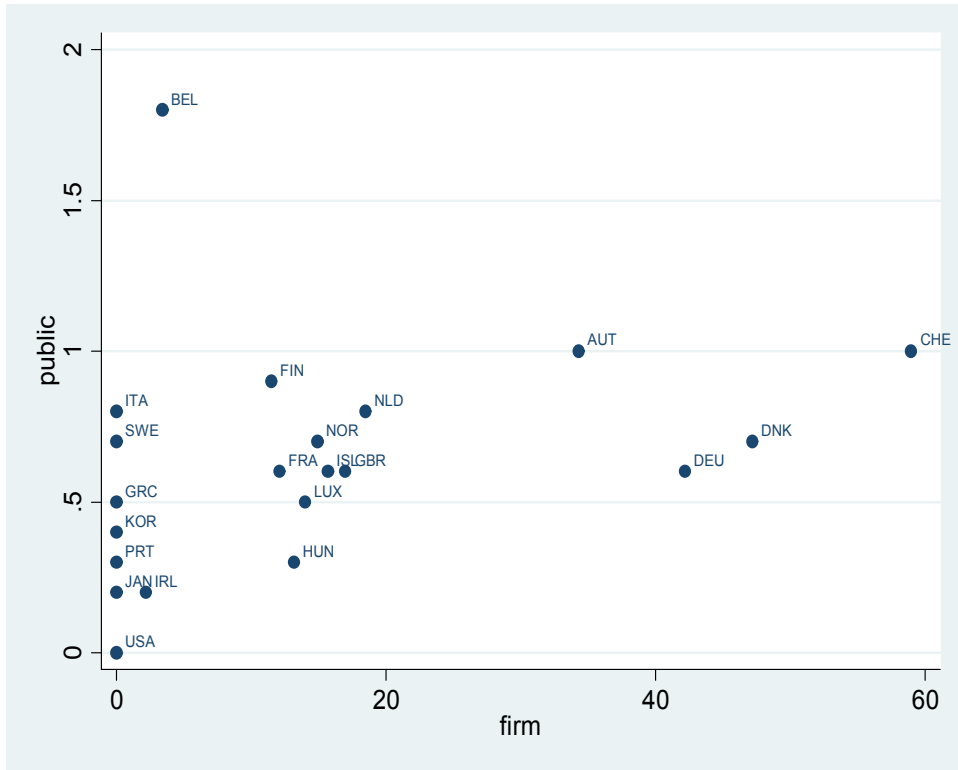
33) Estevez-ave et al. (2001)의 유형분류는 조정경제(CMEs) 내에서의 복지제도의 차이를 설명하지 못한다는 비판을 받고 있다. 즉, 일본은 조정시장경제에 속하지만 기업복지에 의존하고 있고 조정경제 내에서도 북유럽 국가에 비해 대륙유럽국가에서 복지제도의 관대성이 낮은 이유를 설명하지 못하는 것이다. 관련하여 Korpi(2006), Iversen(2006), Swenson(2002)과 같은 연구도 사회정책과 숙련형성제도를 구분해서 볼 것을 주장하고 있다.

본 연구는 숙련형성제도에 대한 최근의 이론적 논의에 따라 후기중등교육수준에서 공공과 기업의 직업훈련에 대한 투자 수준에 따라 직업훈련제도의 성격을 구분하고 그러한 직업훈련제도가 노동시장의 성과에 미치는 영향을 분석하고자 한다<sup>34)</sup>. 이때 정부의 직업교육에 대한 투자 수준은 해당 국가에서 기술교육을 얼마나 중요하게 여기고 있는지를 측정하는 변수가 될 것이고, 기업의 투자 수준은 청년들이 특수 기술을 배우는지 아니면 일반적인 기술을 배우는지를 측정하는 변수가 될 것이다. 직업훈련제도의 유형과 노동시장 성과 사이의 관계는 직업훈련의 특성이 청년의 노동시장 진입(구직기간, 고용여부)과 고용안정성, 임금수준에 영향을 줄 것이라는 선행연구(Allmendinger, 1989; Korpi and Mertens, 2003)에 기초하고 있다.

다음 [그림7]를 보면 기업의 숙련형성에 대한 투자수준(X축)은 오스트리아(AUT), 독일(DEU), 덴마크(DNK), 스위스(CHE) 등에서 높고 이들 국가에서는 공공의 투자수준(Y축)도 낮지 않음을 알 수 있다. 반면, 미국(USA), 일본(JAN), 아일랜드(IRL), 포르투갈(PRT), 한국(KOR)에서 기업의 투자수준은 현저히 낮으며 공공의 투자수준도 위의 국가들 보다 낮은 것을 알 수 있다.

34) 물론 Hillmert(2008)가 주장하였듯이 초기직업훈련(IVET) 뿐 아니라 평생직업훈련(CVET)도 노동시장의 성과에 영향을 미친다. 그러나 청년의 첫 직장에 영향을 미친다는 점에서 직업훈련제도의 근본적인 성격을 결정하는 것은 초기직업훈련(IVET)이라고 할 수 있고, 기업 차원이 아니라 국가 수준에서 숙련형성에 관여하는 시점이 주로 후기중등교육기라고 할 때 초기 직업훈련제도가 노동시장에 미치는 영향을 분석하는 것이 직업훈련과 관련한 정책 평가에서 적절하다고 할 수 있을 것이다. 단, 평생직업훈련(CVET)의 경우에도 기업, 정부, 사회단체의 역할이 초기직업훈련제도와 크게 다르지는 않은데 그 이유는 직업훈련의 유형과 수준, 평가, 그리고 내용을 결정하는 가버넌스가 비슷하기 때문이다. 실제로 재직자에 대한 평생직업훈련(CVET)의 수준은 초기직업훈련(IVET)의 수준과 비슷하게 지중해 국가를 제외한 대륙유럽국가에서 높은 편이라는 사실에서 이를 확인할 수 있다(CEDEPOP, 2015). CEDEPOP(2015)이 제공하는 통계에 따르면, 2005년에 실시된 평생직업훈련(CVET) 빈도를 보면 남유럽에 비해 대륙유럽, 북유럽 국가에서 재직근로자에 대해 더 직업훈련을 많이 제공하고 있다. 그러나 같은 대륙유럽 국가에서도 독일과 같이 견습제도의 활용율이 높은 곳에서는 학교중심형 국가인 네덜란드에 비해 재직자에 대한 직업훈련의 수준 낮은 편이기 때문에 초기직업훈련(IVET)의 투자 수준이 평생직업훈련(CVET)과 반비례할 것이라는 예측도 있다(Allart, Bellmann and Leber, 2009). 따라서 앞으로 평생직업훈련(CVET)과 초기직업훈련(IVET)의 관계에 대한 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

그림 7 숙련형성에 대한 공공 및 민간투자(국가별)



(주1) X축은 '직업학교에서 기업 실습을 포함한 프로그램에 참여하는 학생(주로 도제제도)의 비중'으로 측정된 기업의 숙련형성에 대한 투자수준(2006년)이고, Y축은 '후기중등교육생 중 직업훈련학생에 대한 공공의 투자수준(GDP 대비)'로 측정으로 측정된 국가의 숙련형성에 대한 투자수준(2006년)이다.

(주2) AUS: 호주, AUT: 오스트리아, BEL: 벨기에, CAN: 캐나다, CHE: 스위스, DNK: 덴마크, DEU: 독일, ESP: 스페인, FIN: 핀란드, FRA: 프랑스, GBR: 영국, GRC: 그리스, IRL: 아일랜드, ISR: 이스라엘, ITA: 이탈리아, JAN: 일본, KOR: 한국, LUX: 룩셈부르크, NLD: 네덜란드, NZL: 뉴질랜드, NOR: 노르웨이, PRT: 포르투갈, SWE: 스웨덴, USA: 미국

(자료) OECD(2009)

Busemeyer and Trampusch(2012)는 직업훈련에 대한 투자 주체를 기업과 국가로 나누면 직업훈련제도의 특성을 몇 가지 유형으로 구분할 수 있음을 제시하였다. 그러나 분석에 포함된 국가도 제한적이고 주로 구체적

인 데이터를 활용하지 않았다는 한계가 있다. 따라서 본 연구는 Busemeyer and Trampusch(2012)의 아이디어에 기초하여 아래와 같이 OECD 24개국에 대한 직업훈련제도의 특성을 기준으로 구분하였다<sup>35)</sup>.

이때 직업훈련제도 유형을 민간과 공공의 역할을 기준으로 ‘민간위임’, ‘공공의존’, ‘혼합’, ‘민간중심’ 직업훈련제도로 구분하였다. 구체적으로 OECD(2016)을 기준으로 공공부문 투자수준이 상대적으로 낮은 집단 중 투자수준이 높은 집단과 낮은 집단을 나눠 낮은 집단은 ‘민간위임형’, 투자수준이 높은 집단은 ‘공공의존형’ 직업훈련제도로 부르고, 기업의 참여가 중간 수준인 집단은 대체로 공공부문의 투자수준도 중간수준이므로 ‘혼합형’ 직업훈련제도로, 마지막으로 현장실습위주의 직업교육생이 30%를 초과하는 집단은 ‘민간참여형’ 직업훈련제도로 구분하였다. 위의 기준에 기초하여 본 연구에서 활용한 직업훈련제도와 포함 국가는 다음과 같이 [표19]에서 확인할 수 있다.

35) 공공의 투자수준 데이터는 OECD 통계를 활용하였지만, 민간의 투자수준 데이터는 결측치가 많아서 OECD(2016)에서 제공하고 있는 구분(견습제도에 참여하고 있는 학생에 대한 비중, 아래 [표] 참조)을 주로 활용하였다.

후기중등교육수준에서 직업교육생 견습프로그램 참여 비율	해당 국가
Large(>30%)	덴마크, 오스트리아, 독일, 스위스
Medium (6~30%)	호주, 핀란드, 아이슬란드, 노르웨이, 프랑스, 룩셈부르크, 네덜란드, 영국
Small(<6%)	벨기에, 캐나다, 그리스, 아일랜드, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 한국, 뉴질랜드, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 미국

표 19 직업훈련제도의 유형 구분과 포함 국가

직업훈련제도의 유형	성격 및 구분 기준	포함국가
민간위임형	후기중등교육학생 중 현장실습에 참여하는 학생의 비율이 6%이하이며, 공공부문의 후기중등 수준의 직업교육에 대한 투자수준이 0.4%이하	미국, 캐나다, 아일랜드, 포르투갈, 일본, 한국 (6)
공공의존형	후기중등교육학생 중 현장실습에 참여하는 학생의 비율이 6% 이하이지만, 공공부문의 후기 중등수준의 직업교육에 대한 투자수준이 0.5% 이상	이탈리아, 스웨덴, 벨기에, 그리스, 스페인 (5)
혼합형	후기중등교육학생 중 현장실습에 참여하는 학생의 비율이 6~30%수준이고, 공공부문의 후기 중등수준의 직업교육에 대한 투자수준이 0.5% 이상	룩셈부르크, 호주, 영국, 프랑스, 노르웨이, 네덜란드, 핀란드, (7)
민간참여형	후기중등교육학생 중 현장실습에 참여하는 학생의 비율이 30%를 초과하고, 공공부문의 후기 중등수준의 직업교육에 대한 투자수준이 0.7% 이상	독일, 스위스, 오스트리아, 덴마크(4)

(주) 공공의존형 중 스페인은 후기중등학생에 대한 투자 수준을 따로 산출하지 않고, 초등 및 전기 중등학생과 함께 측정하기 때문에 관련 데이터가 없지만 Busemeyer and Iversen(2011)에서 공공투자 수준이 그리스, 이탈리아와 비슷한 것으로 측정되고 있어 공공의존형으로 분류하였다.

민간위임형에는 후기중등교육수준에서 공공과 민간의 직업훈련에 대한 투자의 수준이 낮은 국가들이 포함되어 있다. 주로 Esping-Andersen(1999)의 복지국가 구분에 의하면 자유주의 국가들이 이 유형에 포함되어 있지만, 그 외에도 일본과 포르투갈, 그리고 우리나라가 포함되어 있다. 미국과 일본은 채용과정에서 정규 학교교육이 중요한 국가이라는 특성을 공유한다(Allmendinger, 1989). 채용과정에서는 주로 생산성에 대한 신호를 어떤 경로를 통해서 받아들일지가 관건인데 정규교육에서의 직업훈련의 비중이 낮고 공공과 민간의 투자 수준도 낮은 민간위임형 국가에서는 주로 정규 교육수준이 노동시장의 성과에 큰 영향을 미치게 된다. 따라서 학교에서 노동시장으로 이행에 있어 개인의 선택과 책임이 중

요해진다(이병희 외, 2002). 일본의 경우는 후기중등교육과정을 졸업한 학생들의 기술의 특정성(skill specificity)에 초점을 맞추면 다른 민간위임형 국가와 큰 차이가 없지만 기업의 직업훈련(firm-based training)에 대한 투자 수준이 높기 때문에 다른 민간위임형 국가에 비해 숙련형성(skill formation)에 있어서 기업의 참여 수준이 높은 독특한 시스템을 갖추고 있다고 할 수 있다.<sup>36)</sup> 일본의 직업훈련제도가 미국과 다른 점은 고용주단체 사이에서 협조의 수준이 높다는 것이다. 따라서 같은 산업 내에서 기업 간 노동이동성이 미국에 비해 낮은 편으로 알려져 있다(Busemeyer, 2009).

한국과 포르투갈의 경우는 일본과 비교했을 때 입사 이후 청년에 대한 기업의 투자 수준은 낮은 편이며, 이러한 점에서 미국, 아일랜드 등 자유주의 국가들과 비슷한 성격의 직업훈련제도를 가지고 있다고 할 수 있다. 그러나 한국의 경우 공공의존형에 속한 그리스 보다는 공공의 투자 수준이 낮지만 민간위임형에 속한 미국, 아일랜드, 일본과 같은 국가보다는 직업교육에 대한 공공의 투자 수준은 높은 편으로 민간위임형과 공공의존형의 사이에 있는 국가라고 할 수 있다.

그리스, 스페인 등의 지중해 국가들에서는 직업훈련에 있어서 민간의 참여가 부족하고 공공의 투자 수준이 높은 국가에 해당한다. 스웨덴은 북유럽 국가이지만 대체로 정규교육과정에서 직업훈련을 담당하고 민간의 참여는 적은 편이다. 즉, 스웨덴의 직업교육에 대한 정부의 투자 수준은 매우 높은 편이며 주로 일반적인 기술(general skill)을 보유한 청년들이 노동시장에 진입하게 된다고 알려져 있다(Korpi and Mertens, 2003). 따라서 스웨덴의 직업훈련제도를 공공의존형으로 분류하여도 큰 무리가 없을 것이라고 생각한다.

다음으로 후기중등교육수준에서 공공의 투자 수준이 낮지 않으면서도 민간의 투자 수준은 공공의존형보다 높은 국가를 혼합형으로 분류하였다. 예

---

36) 따라서 Busemeyer and Trampusch(2012)는 일본과 같은 시스템을 분절적 유형(segmentalist)으로 따로 분류하고 있다. 그러나 정규교육 과정을 마친 청년이 보유하고 있는 기술의 유형과 수준을 기준으로 하면 일본은 한국, 미국과 다르지 않으며, 따라서 본 연구에서는 일본을 민간위임형 국가로 분류하고 있다. 단, 일본 직업훈련제도의 독특성을 주장하는 연구들이 있으므로 직업훈련제도의 효과성 분석에서 일본을 제외한 경우 효과가 달라지는 지를 확인하였다. 그 결과 일본을 제외하여도 직업훈련제도의 유형이 노동시장 성과에 미치는 영향은 차이가 없었다.

를 들어, 네덜란드는 스웨덴 보다는 후기중등교육수준의 직업훈련에서 민간의 참여 수준이 높지만 독일 보다는 낮은 것으로 알려져 있는데(Korpi and Mertens, 2003), 본 연구에서는 이러한 국가들이 혼합형 국가로 분류되어 있다. 영국은 자유주의 국가 중에 유일하게 공공의 개입 수준이 국가로 알려져 있고, 후기중등교육수준에서 기업의 투자를 볼 때도 다른 자유주의 국가와는 달리 투자 수준이 높은 것으로 나타나고 있어 혼합형 국가로 분류되었다. 마지막으로 민간참여형 국가는 그동안 직업훈련제도에서 이상형(ideal type)으로 자주 거론되어온 국가들로 중·고등학교 수준에서부터 기업이 견습제도(dual program or apprenticeship) 등을 통해 숙련형성에 참여하는 비율이 높은 국가들이다.

다음에서는 위와 같은 직업훈련제도의 차이가 노동시장에서의 차이로 연결되는지를 오차수정모형(Error Correction Model, ECM)으로 분석하였다. 이때 고정효과 모형이 아닌 오차수정모형(ECM)을 활용하는 이유는 직업훈련제도와 같은 제도는 오랜 기간에 걸쳐 형성되어 온 것으로 쉽게 바뀌지 않기 때문이다. 이때 직업훈련제도는 더미변수로 모형에 포함되게 되는데 한국이 포함된 민간위임형 직업훈련제도를 기준변수로 활용하여 다른 제도와의 차이를 비교해 보고자 한다.

우선 고용률을 종속변수로 할 경우 민간위임형은 공공의존형 보다는 나은 성과를 보이고 있지만 혼합형과 민간참여형 보다는 열등한 성과를 보이고 있다. 임금불평등 수준과 비정규직 비중을 종속변수로 하는 경우 민간위임형은 다른 제도보다 가장 열등한 성과를 보이고 있고, 청년실업률을 종속변수로 하는 경우에는 공공의존형보다는 양호하지만 민간참여형 보다는 열등한 성과를 보이고 있다. 위 [그림5]에서 보았듯이 민간위임형 보다는 공공과 민간의 인적자본에 대한 투자 수준이 높은 독일, 덴마크, 오스트리아와 같은 국가에서 청년실업률이 낮았는데 오차수정모형(ECM)의 결과도 그와 같은 분석 결과를 지지하고 있다고 할 수 있다(아래 [표20] 참조).

즉, 고용률, 임금불평등, 비정규직 비중, 청년실업률을 노동시장 성과로 정의하고 직업훈련제도를 네 가지 유형으로 나눠 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하였을 때, 가장 성과가 높은 국가는 오스트리아, 덴마크, 독일, 스위스와 같이 인적자본에 대한 투자 수준이 높은 국가라고 할 수 있다. 이



러한 국가들은 고용률, 청년실업률과 같은 노동시장에서의 양적 성과 뿐 아니라 임금불평등, 비정규직 비중과 같은 사회적 포용성과 관련 있는 변수에서도 높은 성과를 보이고 있다. 이는 사회투자전략(social investment strategy)을 옹호하는 연구들에서 주장하듯이 직업훈련과 같은 인적 투자를 성공적으로 운영해온 국가에서 고용성과 뿐 아니라 사회적 포용성의 수준도 높았다는 사실을 보여주는 것이라고 할 수 있다.

표 20 직업훈련제도별 노동시장의 성과(ECM 결과)

	고용률		임금불평등		비정규직 비중		청년실업률	
	coef	PCSE	coef	PCSE	coef	PCSE	coef	PCSE
경제 개방도	-0.000***	0.000	-0.000	0.000	-0.011*	0.006	0.000	0.000
경제 성장률	0.001*	0.000	0.003	0.003	0.032	0.040	-0.004***	0.001
노조 조직률	0.000	0.000	-0.002***	0.001	-0.086***	0.029	0.000	0.000
좌파내각 (%)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.004	-0.000	0.000
고용보호 (정규직)	-0.003	0.007	-0.036	0.030	4.129***	0.872	-0.003	0.013
고용보호 (비정규)	-0.011***	0.003	-0.034***	0.009	0.189	0.348	0.016***	0.005
실업보험 관대성	0.072***	0.024	0.051	0.105	2.947	2.364	-0.153***	0.042
낮은 최저임금	-0.019	0.015	0.156***	0.037	-2.390	1.553	0.018	0.020
높은 최저임금	-0.024	0.015	0.008	0.030	-3.313**	1.515	0.010	0.019
공공의존 혼합	-0.058***	0.014	-0.172***	0.035	-0.260	1.840	0.089***	0.024
민간참여	0.026***	0.010	-0.137***	0.025	-3.392***	1.281	-0.019	0.016
상수항	0.030*	0.018	-0.111**	0.043	-6.188***	1.915	-0.043*	0.024
연도더미	0.700***	0.025	1.870***	0.082	8.596**	3.380	0.146***	0.035
	O		O		O		O	
no. of obs.	283		233		261		256	
no. of Groups	22		22		22		20	
rho	0.90		0.66		0.92		0.80	

R <sup>2</sup>	0.98	0.98	0.59	0.60
(주1) 최저임금제도의 효과는 최저임금제도가 없는 국가를 기준으로 하였다.				
(주2) 직업훈련제도의 효과는 민간위임형 직업훈련제도를 기준으로 하였다.				
(주3) ***: 유의수준 0.01; **: 유의수준 0.05; *: 유의수준 0.1				

## 제4절 한국의 직업훈련제도와 노동시장의 성과

본 장에서는 직업훈련에 대한 공공투자와 직업훈련제도가 고용률, 저임금 근로(임금불평등), 비정규직 근로의 비중, 청년실업률 등 노동시장 성과에 대해 미치는 효과를 분석하였다. 본 장의 결론을 대신하여 한국의 직업훈련제도와 노동시장의 성과에 대해서 평가해 보고자 한다.

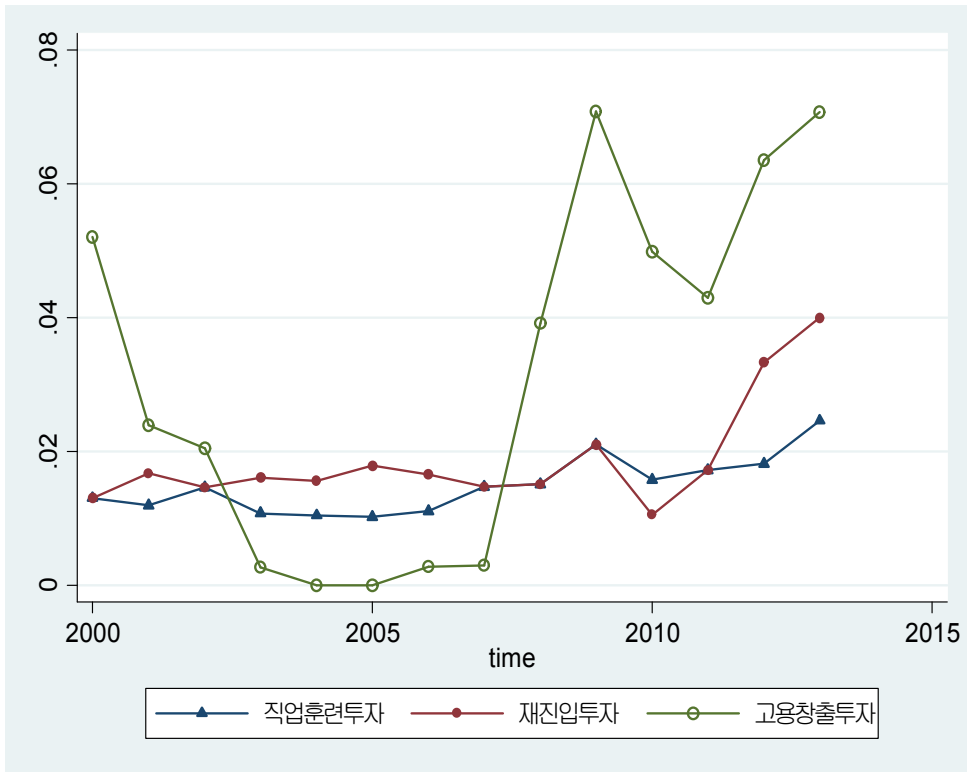
우선 본 연구에서 한국의 직업훈련제도는 공공과 민간의 투자 수준이 모두 제한적인 유형인 ‘민간위임형’으로 구분되었다. 공공의 투자 수준으로만 보면 한국은 민간위임형 중에서도 미국, 캐나다와 같은 일반적인 자유주의 국가 보다는 직업훈련에 대한 투자 수준이 높은 특성을 보이고 있지만, ‘공공의존형’ 국가인 스웨덴, 그리스, 스페인, 그리고 ‘민간참여형’ 국가인 독일, 오스트리아 보다는 낮은 수준이었다. 이러한 특성은 한국의 직업훈련제도에 대한 기존의 사례연구가 보여 주듯이 민간의 참여는 제한적인 가운데 공공의 투자에 의존하고 있지만(정주연, 2001), 공공의 투자 수준도 다른 OECD 국가에 비해 상대적으로 높지 않은 특성을 보여주는 것이라고 할 수 있다.

노동시장에서의 성과가 가장 우수한 민간참여형의 독특한 특성은 다른 국가보다 기업의 인적자본에 대한 투자 수준이 높다는 것이며, 이는 Busemeyer and Traumpsch(2012) 등이 주장하였듯이 산업 또는 직종 특정적 기술(industry- or occupation-specific skill) 혹은 기업특정적 기술(firm-specific skill)을 보유한 청년들이 노동시장에 빨리 정착하여 보다 안정적으로 노동시장에서 경력을 구축해 나가기 때문으로 볼 수 있을 것이다. 이러한 민간참여형 직업훈련제도를 가진 국가와 비교해 보았을 때 한국은 임금불평등 수준, 비정규직 비중, 청년실업률이 높은 편이며, 그 배

경에는 직업훈련제도가 큰 영향을 미치고 있다고 할 수 있다.

한편, 한국에서 후기중등교육기에 직업훈련에 대한 공공의 투자 수준이 다른 민간위임형 국가보다 높은 이유는 한국의 높은 공교육 수준 때문일 수도 있다. 따라서 보완적으로 적극적 노동시장정책에서 직업훈련에 대한 투자 수준을 살펴볼 필요성이 있다. 기초통계량에서 살펴보았듯이 분석 기간(2000~2013) 동안 OECD 24개국 중 한국의 직업훈련에 대한 평균 투자 비중은 실업률 1%당 GDP의 0.015%으로 16위에 해당하여 높은 수준은 아니었으며, 재진입정책에 대한 투자 수준도 OECD 국가 중에서는 낮은 편(0.02%)으로 21위를 차지했다. 그러나 직접고용창출에 대한 투자 수준(0.03%)이 24개국 중 3위를 차지하여 고용창출에 대한 투자 수준은 높은 것으로 나타나고 있다. 즉, 고용창출을 제외하고는 OECD 24개국 중에서 적극적 노동시장정책에 대한 투자 수준이 높다고는 할 수 없었다. 다만, 아래 [그림8]에서 볼 수 있듯이 시계열적으로 보면 직업훈련과 재진입정책에 대한 투자 수준은 점차 증가 하고 있는 경향을 보이고 있다.

그림 8 적극적 노동시장정책별 투자 수준(한국)



본 연구의 분석 결과에 의하면 적극적 노동시장정책 중 주로 직업훈련에 대한 투자 수준이 고용률을 높이고 청년실업률을 낮추는데 기여하고 있었다. 또한 우리나라와 같은 이중노동시장국가의 경우 직업훈련에 대한 투자가 비정규직의 비중을 낮출 수 있었는데, 이러한 분석 결과를 고려하면 향후 고용창출 보다는 직업훈련에 대한 투자 수준을 높여야 할 것으로 보인다.

위와 같은 한국 직업훈련제도의 특성과 관련 이론과 선행연구를 종합하면 앞으로 5장과 6장에서 분석하게 될 청년과 비정규직을 대상으로 한 직업훈련의 효과성에 대해 다음과 같은 가설을 세울 수 있을 것으로 보인다.

첫째, 본 장의 분석 결과에서 나타났듯이 직업훈련에 대한 공공과 민간의 투자가 청년실업률이나 고용률에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보인다. 따라서 인적자본론에서 예측하듯이 직업훈련은 청년의 취업에 긍정적으로

영향을 미칠 수 있을 것으로 보인다. 그러나 Allmendinger(1989)가 지적 하듯이 한국과 같이 주로 일반적 기술(*general skill*)을 보유한 청년들이 노동시장에 진입하는 곳에서는 직업훈련 경험이 첫 일자리의 임금수준이나 정규직 취업 여부에 영향을 미칠 것으로는 보이지 않는다. 기업이 공공이나 민간기관에서 실시한 직업훈련을 인정하기 보다는 주로 교육수준을 통해 생산성을 측정하고자 할 것이기 때문이다. 즉, 청년 대상 직업훈련에 기업이 참여하는 실습과정의 비중이 낮을 경우 기업은 교육수준이 낮은 정규직으로 고용하는 위험을 선택하기 보다는 비정규직으로 채용하여 능력을 파악한 후에 채용여부를 결정할 것이라는 Allmendinger(1989)의 예측이 한국의 상황에서 더 타당한 것으로 보인다. 따라서 적어도 첫 일자리 월급이나 고용안정성에서는 인적자본이론 보다는 신호-선별이론 중 양가죽 효과(*sheepskin effect*)를 지지하거나 이중노동시장이론을 주장하는 학자들의 예측이 더 맞을 것으로 보인다. 위와 같은 가설을 검증하기 위해 5장에서 청년 대상 직업훈련의 효과를 평가하고자 한다.

둘째, 우리나라에서 비정규직 대상 직업훈련은 정규직 취업과 임금 상승에 큰 영향을 미치지 못할 가능성이 높다. 본 장의 분석 결과에서 보았듯이 이중노동시장 구조를 가진 국가에서는 직업훈련에 대한 공공투자의 수준이 높을수록 비정규직 비중이 낮아지고 있었다. 또한 기업과 공공의 직업훈련에 대한 투자 수준이 높은 민간참여형과 혼합형 국가에서 다른 직업훈련제도유형 보다 비정규직 비중과 임금불평등 수준이 낮았다. 이러한 분석 결과를 통해 우리나라와 같이 직업훈련에 대한 민간과 공공의 투자 수준이 낮은 곳에서는 비정규직이 직업훈련을 받더라도 그렇지 않은 근로자보다 정규직으로 전환될 확률이 유의미하게 높지 않을 것이라고 예측해 볼 수 있다.

직업훈련이 임금 수준에 미치는 영향도 마찬가지이다. Lalonde(1995), Pavlopoulos et al.(2009)는 직업훈련이 단기이고 1인당 공공의 투자 수준이 낮은 경우 직업훈련의 임금 효과가 충분히 나타나기 어렵다고 지적하고 있다. 우리나라도 공공의 직업훈련에 대한 투자 수준이 낮은 편이며, 따라서 직업훈련의 임금효과가 나타나기 어려울 것이라고 예측할 수 있다. Pavlopoulos et al.(2009)과 같은 실증연구에서도 인적자본 투자에 있어

서 정규교육 수준이 중요한 국가에서 직업훈련의 임금 효과는 주로 교육수준이 높은 근로자들에게 나타날 가능성이 높다고 주장하고 있다. 이 같은 직업훈련제도의 특성상 한국에서 비정규직 대상 직업훈련의 임금 효과는 유의미하게 나타나지 않을 것이라고 예측할 수 있다. 이러한 가설을 검증하기 위해 6장에서 비정규직 대상 직업훈련의 효과를 평가하고자 한다.

## 제 5 장 직업훈련이 청년의 노동시장 성과에 미치는 효과에 대한 분석

### 제1절 연구의 개요

최근 청년실업 문제가 심각해지면서 각국은 청년실업을 줄일 수 있는 방안에 대해 고심하고 있다. 한국도 예외는 아니며 청년실업을 해결하기 위한 사업을 신설하거나 기존 사업에 대한 예산을 증액하고 있다. 2009년을 기준으로 한국에서 정규교육이나 훈련을 받고 있거나 근로를 하고 있지 않은 청년(Not in Employment, Education or Training, NEET)은 약 25%이다. 같은 해 독일에서 NEET 상황에 있는 청년의 비중은 7.5%에 불과한 것을 감안하면 한국의 청년실업 문제는 심각한 편이라는 것을 알 수 있다(Shmid, 2013). 또한 한국의 청년실업은 성인에 비교해서도 심각한 편인데, 아래 [표21]에서 볼 수 있듯이 한국의 청년실업률은 성인의 약 4.6배에 달하고 있다. 이 수치는 독일의 2배가 넘고 미국과 다른 EU국가보다도 높은 편이다.

표 21 성인실업률대비 청년실업률

2011년도 기준	45-54세 성인실업률 대비 청년실업률
미국	2.5
EU27	3.0
독일	1.7
한국	4.6

(출처) Shmid (2013)

현 정부는 청년실업률을 낮추기 위해 정규직에 대한 고용보호의 수준을 낮추는 법안을 국회에 제출하였다. 그러나 4장에서 분석하였듯이 정규직에 대한 고용보호의 수준을 낮추는 것이 청년실업률을 낮추는데 도움이 되는지에 대한 실증연구 결과는 엇갈리고 있고, 정규직 고용보호 수준을 낮추는 정책이 장년층의 고용불안정 수준을 높이는 풍선효과를 야기할 수 있다는

측면(Esping-Andersen, 1999)에서 정규직 고용의 유연화가 노동시장에 미치는 영향을 여러 차원에서 따져보아야 할 것으로 보인다. 또한 4장에서 보았듯이 독일, 스위스, 오스트리아 민간참여 직업훈련제도를 운영하고 있는 국가에서는 정규직에 대한 고용보호 수준이 높더라도 청년실업률이 낮다는 사실에 주목할 필요가 있다.

청년실업률을 해결하기 위한 근본적인 대책은 일자리를 많이 창출할 수 있는 산업에서 활발한 경제활동이 일어날 수 있도록 지원하고 시장에서 요구하는 기술을 습득한 청년이 보다 빨리 노동시장에 참여하고 정책하는 일이 될 것이다. 따라서 최근 선행연구들은 졸업이후 첫 직장까지의 구직기간(from school to work transition)과 첫 일자리의 질(quality)에 주목하고 있다(Quntini, Martin and Martin, 2007; Salas-Velasco, 2007; Wolbers, 2007).

최근 정부가 청년실업 문제의 심각성을 인식하고 국가기간 전략산업 직종 훈련에 대한 예산을 2배로 증액하는 등 청년일자리 분야 예산을 증액하였다. 청년실업 문제의 해결을 위한 인적 투자라는 정책 방향은 4장에서 보았듯이 적절해 보이지만 효과적인 정책 결정과 집행을 위해서는 그동안 한국에서 청년에 대한 직업훈련이 얼마나 효과적이었는가에 대한 분석이 선행되어야 할 것이다. 그러나 직업훈련과 청년의 노동시장 성과에 대한 선행연구는 부족한 편이며(강순희, 2012a), 특히 최근 청년실업 문제와 관련하여 취업여부 뿐 아니라 첫 일자리까지의 구직기간, 그리고 첫 일자리의 질이 중요한데 이에 대한 분석은 부족한 실정이다. 따라서 본 연구는 구직기간을 고려하여 직업훈련이 취업에 미치는 영향과 첫 일자리의 질(정규직 취업 여부, 대기업 취업여부, 첫 임금수준)에 미치는 영향에 대해 분석하고자 한다.

## 제2절 연구 설계

### 1. 데이터 및 분석 대상

청년을 대상으로 한 직업훈련의 효과성을 평가하기 위해 본 연구는 고용



정보원에서 2007년부터 수집하고 있는 청년패널조사(YP2007)를 활용하였다. 청년패널조사는 전국 청년 거주 가구를 대상으로 표본을 구축하여 2007년 기준 만15~29세의 청년층 10,206명 대상으로 하여 매년 추적 조사하고 있으며 현재 8차(2014년) 조사까지 공개되어 있다.

분석을 위한 데이터는 크게 두 가지로 구분하였다. 하나는 직업훈련 경험 여부가 취업에 영향을 미쳤는지 알아보기 위해 졸업 이후 구직을 한 사람과 그렇지 못한 사람이 모두 포함된 표본(졸업자 표본)이고, 다른 하나는 구직기간과 첫 일자리의 질에 대한 분석을 위해 졸업자 표본 중에서 취업을 한 청년들로만 구성된 표본(취업자 표본)이다. 이때 패널 기간 내내 학생(중학생, 고등학생, 대학생)인 경우 위험상황(미취업)에 처하지 않았기 때문에 분석 대상에서 제외하였다. 분석 기간 동안 미취업 상황에서 취업을 하지 못한 경우 우측절단(right-censored)이 일어난 상황이 된다.

이렇게 남아 있는 표본 중 졸업연도 별로 전체 표본의 5%이하인 경우는 표본에서 제외하였다. 따라서 졸업연도 별로 2005년도 졸업자 197명, 2006년 졸업자 262명, 2007년 졸업자 525명, 2008년 졸업자 726명, 2009년 졸업자 627명, 2010년 졸업자 529명, 2011년 졸업자 458명, 2012년 졸업자 391명, 2013년 졸업자 417명 총 4132명의 표본<sup>37)</sup>으로 분석을 실시하였다. 이 경우 2013년도 졸업자 중 상당수가 우측절단 된다는 한계가 있지만 졸업연도를 통제하였기 때문에 이러한 한계는 극복이 가능할 것이라고 생각하였다.

다음 [표22]는 최종학교 졸업 이후 구직기간별로 생존율을 보여주는 생존표(life table)이다. 이 표에 알 수 있듯이 졸업과 동시에 구직을 못한 사람이 7,968명이었고, 2기까지 남아 있는 사람 중에 구직을 못한 사람이 5,109명이다. 3기에 구직을 못한 사람은 2,968명으로 구직을 하지 못하고 남아 있는 사람의 비율인 생존율이 졸업 이후 1년까지는 비슷하다가 이후 점차적으로 줄어들고 있다는 것을 알 수 있다

---

37) 이러한 표본을 사람-기간 자료로 만들면 12,023건의 케이스가 분석에 포함된다.

표 22 구직기간별 생존율(졸업자 표본)

기간		관측치(x)	취업자(y)	중도절단 사례(c)	생존율(s)	std. error	95% conf. Interval	
0	1	12167	1222	2977	0.89	0.00	0.88	0.89
1	2	7968	618	2241	0.81	0.00	0.80	0.81
2	3	5109	615	1526	0.69	0.01	0.68	0.70
3	4	2968	469	970	0.56	0.01	0.55	0.57
4	5	1529	353	545	0.40	0.01	0.39	0.42
5	6	631	203	259	0.24	0.01	0.22	0.26
6	7	169	68	101	0.10	0.01	0.08	0.13

(주1) 생존률(s)는 1-사망률(d)로 구해진다. 사망률(d)은 다음과 같은 산식에 의해서 구해진다.

$$\text{사망률}(d) = \frac{y}{x - c/2}$$

(주2) 중도절단사례는 정규직으로 전환되지 않았지만 다음 기에 등장하지 않은 사례를 의미한다. 관측치 자체가 결측이 되는 경우거나 아니면 취업이 되지 못한 상태로 분석 기간이 종료된 경우를 의미한다.

다음으로 본 연구는 취업을 한 사람들을 대상으로 한 분석을 위해 표본(취업자 표본)을 따로 구성하여 첫 직장을 갖기까지의 첫 직장의 특성(정규직 여부, 대기업 여부, 첫 임금 수준)에 직업훈련이 미치는 영향을 분석하였다. 표본은 다음과 같이 구성하였다. 취업 당시 개인과 가구의 특성에 대한 정보가 없는 2007년 전에 이미 취업한 사람은 표본에서 제외하였다.<sup>38)</sup> 또한 비슷한 시기에 졸업한 사람을 대상으로 하기 위해 2006년 이전에 졸업한 사람은 표본에서 제외하였다. 2006년을 기준으로 한 이유는 그 이전에 졸업한 사람들의 수가 전체 표본에서 5% 이하였기 때문이다. 또한 졸업 연도보다 2년 이상 취업 연도가 빠른 경우는 분석 대상에서 제외하였는데 이 경우 직장을 다니면서 입학 하거나 재학 중에 취업을 하는 경우이기 때문에 일반적인 표본과는 다른 특성을 보일 것으로 생각했기 때문이다. 그 결과 2006년에 졸업한 231명, 2007년 457명, 2008년 662명, 2009년 572명, 2010년 458명, 2011년 380명, 2012년 310명, 2013년 263명이 표본에 포함되었다<sup>39)</sup>. 아래 [표23]에서 볼 수 있듯이

38) 청년패널조사 1차(2007)자료는 현 직장이 첫 직장인지, 언제부터 일했는지를 조사하였으므로 이를 토대로 첫 직장 구직자를 판단하였으며 이후부터는 이전 패널조사까지는 첫 직장이 없었지만 해당 연도에 취업자가 된 청년 근로자를 첫 직장에 취업한 청년으로 간주하여 분석 대상 표본에 포함하였다.

각 기간별 미취업자 비율은 점차 낮아져 7기에는 분석에 포함된 모든 청년이 구직을 했음을 알 수 있다. 마지막으로 첫 직장 특성 변수(정규직 여부, 대기업여부, 임금수준)을 종속변수로 할 때는 졸업 후 5년 이상인 경우 큰 의미가 없을 것으로 판단해 해당 표본을 제외하였다.

표 23 구직기간별 생존율(취업자 표본)

기간		미취업자 (x)	취업자 (y)	생존률	std. error	95% conf. Interval	
0	1	3333	2030	0.3909	0.0085	0.3744	0.4075
1	2	1303	598	0.2115	0.0071	0.1978	0.2255
2	3	705	312	0.1179	0.0056	0.1072	0.1291
3	4	393	170	0.0669	0.0043	0.0588	0.0757
4	5	223	91	0.0396	0.0034	0.0334	0.0466
5	6	132	70	0.0186	0.0023	0.0144	0.0236
6	7	62	42	0.006	0.0013	0.0038	0.0091
7	8	20	20	0	.	.	.

(주1) 취업을 한 사람들을 대상으로 한 표본이기 때문에 우측절단(c) 사례는 없다.

(주2) 생존률(s)는 1-사망률(d)로 구해진다. 사망률(d)은 다음과 같은 산식에 의해서 구해진다.

$$\text{사망률}(d) = \frac{y}{x - c/2}$$

## 2. 분석모형과 변수의 설정

### 1) 종속변수

본 연구의 주요 종속변수 중 하나는 졸업 후 첫 직장에 취업했는지 여부이다. 그 외에도 정규직 취업여부와 대기업 취업여부, 그리고 첫 월급 수준을 주요 종속변수로 하고 있다. 정규직은 기간제 근로자, 기간제를 제외한 한시적 근로자, 시간제근로자, 일일근로자, 파견용역근로자, 보험설계사·학

39) 이러한 표본의 특성 때문에 2006년에 졸업하여 취업한 청년(476명) 중 2005년 혹은 2006년에 취업한 245명은 분석에서 제외되었고 2013년에 졸업한 청년(496명) 중에는 그 해에 취업한 263명만 분석에 포함되었다.

습지 교사·캐디 등 특수형태근로자, 재택근로자가 아닌 상용직 근로자로 정의하였다. 한국에서는 정규직-비정규직을 기준으로 노동시장을 구분하기도 하지만 대기업-중소기업을 기준으로 일-이차 노동시장을 구분하기도 하므로 종사자 수가 300인 이상인 사업체를 대기업으로 정의하였다. 마지막으로 첫 월급 수준은 선행연구를 따라 로그를 취한 값을 사용하였고 연봉, 월평균, 주당, 일당급 등 임금을 받는 형태에 따라 산식을 적용하여 월급을 산출하여 측정하였다.

## 2) 독립변수

분석을 위한 주요 독립변수는 청년이 재학기간을 포함하여 구직기간 동안 직업훈련을 받았는지 여부이다. 분석모형에는 또한 최종학교 교육수준(고졸이하, 전문대졸, 일반대졸), 취업사교육 경험여부, 자격증 수와 같은 인적자본에 대한 투자 수준을 측정하는 다른 변수들을 추가하였다<sup>40)</sup>. 또한 개인의 인적 특성과 가구의 소득 수준을 통제하였는데, 개인 특성으로 성별, 졸업연도, 결혼여부, 자녀유무 변수를 모형에 포함하였다. 청년패널에서 가구소득은 지난 1년 간 가구 소득 수준으로 측정된다. 청년패널은 조사시점이 8월부터 12월인데 지난 1년을 기준으로 가구 소득을 측정하기 때문에<sup>41)</sup> 해당 가구소득에 그 해에 취업한 청년의 근로소득이 포함될 가능성이 있다<sup>42)</sup>. 따라서 가구 소득은 1년 전 측정되었던 가구소득과 현재 가구소득의 평균 소득으로 계산하여 가구소득 변수로 구성하였다. 이 경우 청년패널이 구성된 시점이 2007년이므로 2007년에 입직한 청년의 경우 2007년 당시 조사된 가구소득이 통제변수로 활용된다는 한계점이 있지만, 표본수를

40) 본 연구에서 활용한 청년패널(YP2007)은 직업훈련 경험 여부를 “\_\_님께서서는 취업, 창업, 업무능력향상 및 자기개발을 위한 직업교육훈련을 받은 경험이 있거나 현재 받고 계십니까?”라는 질문으로 조사하고 있다. 이때 직업훈련은 업무능력을 향상을 위한 교육 및 훈련을 의미하는 것으로 단순한 취미활동과 학업과 관련한 학원수강, 과외, 고시 공무원 등의 시험 준비는 제외하고 있다. 또한 취업관련 사교육은 단순히 취업을 하기 위한 목적성을 갖는 것으로 직업훈련과 구분하고 있다.

41) 설문지는 “지난 1년간 \_\_\_\_님 댁 가구원은 근로소득이 있었습니까?”로 질문하고 있다.

42) 실제 가구소득에서 청년의 근로소득을 제외하면 음(-)의 소득이 발견되어 일부 청년의 소득은 가구의 근로소득으로 잡히지 않는 문제점이 있었다.

고려하여 2007년 데이터를 제외하지 않았다.

또한 분석모형에 구직기간 변수를 포함하였는데, 구직기간은 졸업이후 첫 직장 취업까지의 기간을 연 단위의 연속형 변수로 간주하였다. 졸업시기가 학기가 끝나는 다음 해가 되므로 학기가 끝나는 해에 취업을 한 경우 구직기간이 음수가 되므로 이 경우 구직기간을 영(0)으로 조정하였다<sup>43)</sup>. 대학생의 경우 졸업시기가 2월과 8월로 구분되어 있는 등 구직기간을 월 단위로 측정하는 것이 더 현실적이나 현 직장 취업 시기를 월 단위로 측정하고 있지 않은 청년패널의 특성상 구직기간을 연 단위로 측정할 수밖에 없다는 한계가 있다.

또한 선행연구(박성재·반정호, 2005; 김강호, 2009; 강순희 2012a)를 따라 첫 월급을 종속변수로 하는 경우 월급에 영향을 미치는 변수가 인적·자본 변수와 개인 특성 변수 이외에도 거주지역, 첫 직장의 특성인 고용형태, 기업규모 등을 통제변수로 모형에 포함하였다.

### 3. 분석 방법

본 연구는 청년의 취업여부, 그리고 첫 직장 특성에 직업훈련이 미치는 영향을 분석하기 위해서 주로 로짓모형과 로그-로그 모형을 활용한 생존분석 방법을 채택하였다. 그 이유는 구직기간이 취업여부에 영향을 미치게 되므로(홍서연·안주엽, 2002), 취업여부와 구직기간을 함께 고려하는 생존분석이 적절한 분석 방법이라고 생각했기 때문이다. 앞서 언급하였듯이 청년패널에서 구직여부와 관련한 조사가 월별로 이루어지는 것이 아니라 연도별로 이루어지고 있기 때문에 생존분석 방법 중에서도 이산시간위험분석(discrete-time hazard analysis)을 활용하였다. 취업여부를 종속변수로 하는 경우는 개인-시간(person-period) 형태의 패널자료를 구축하였다.

---

43) 예를 들어 2008년 12월에 취업을 하였지만 실제 졸업식은 2009년 2월에 하게 되는 경우이다. 구직기간을 이렇게 산정하게 되면 생기는 또 다른 문제는 2월 졸업자와 8월 졸업자의 구직기간이 실제로는 다름에도 불구하고 같게 측정되는 것이다. 예를 들어 2008년 8월에 졸업하고 2008년 12월에 취업하는 경우 구직기간은 영(0)으로 잡히고, 2008년 2월에 졸업하고 2008년 12월에 취업하는 경우에도 구직기간은 영(0)이 된다. 이러한 한계는 연도 별로 측정되는 데이터이기 때문에 발생하는 한계라고 볼 수 있다.

그러나 첫 직장까지의 구직기간, 정규직 취업여부, 대기업 취업여부, 첫 월급 수준 등을 종속변수로 하는 모형은 시간에 따라 변하는 독립변수(time-varying variable)가 아닌 취업 시점의 특성을 독립변수로 하므로 구직기간과 졸업연도를 통제한 로짓분석, 회귀분석의 내생성을 통제하기 위해 도구변수 추정법(IV), 성향점수매칭법(PSM)을 활용하였다. 한편, 이산형 변수를 종속변수로 하는 경우 연결함수(link function)의 정의에 따라 로짓 모형과 로그-로그모형을 주로 활용하는데, 로그-로그 모형의 경우 관심사건이 일어날 빈도가 낮을 때 주로 활용하므로 여기서는 주로 로짓 모형의 분석 결과를 해석에 활용하도록 하고자 한다.

### 제3절 분석 결과

#### 1. 기초통계

졸업 후 첫 직장에 이미 취업한 사람들을 표본으로 할 경우 구직기간은 고졸 이하 남성 졸업자가 평균 2.6년으로 가장 길었으며, 여성 전문대 졸업자가 0.3년으로 가장 짧았다. 졸업과 동시에 취업한 사람의 비율도 여성 전문대 졸업자가 약 79%로 가장 높고 중·고등학교 남성 졸업자의 24.5%만이 졸업과 같은 해에 취업하는 것으로 나타났다. 전반적으로 일반대학교 졸업자와 전문대학교 졸업자가 중·고등학교 졸업자보다는 빨리 취업한다는 것을 알 수 있다(아래 [표24] 참조). 이러한 결과는 실습위주의 직업훈련 비중이 높은 국가에서 중·고졸 청년들의 구직기간이 짧다는 연구결과(Wolbers, 2007)와 비교해 봤을 때 반대되는 결과로 4장에서 분석하였듯이 한국이 속한 민간위임 직업훈련제도는 민간참여 제도와 비교했을 때 청년이 첫 직장을 갖기까지 기간이 긴 편이며, 특히 고등학교 이하의 교육수준을 가진 청년들의 경우 구직에 더 어려움을 겪고 있는 것을 알 수 있다.

표 24 구직기간 기초통계량(교육수준별, 성별)

	평균 구직기간				졸업 이후 구직기간 별 비율			
	남		여		남		여	
	단위 (년)	표본수	단위 (년)	표본수	졸업 연도	다음해	졸업 연도	다음해
중·고졸	2.6	355명	1.5	329명	24.5	37.5	37.7	57.5
전문대졸	0.7	292명	0.3	544명	65.8	82.5	78.9	94.7
일반대졸	0.6	870명	0.6	941명	64.6	86.4	67.4	84.6

다음 [표25]는 청년의 직업훈련 관련 경험에 대한 기초통계량이다. 전 기간 동안 취업자였거나 학생이었던 청년을 표본에서 제외하면, 분석 기간 동안 직업훈련을 마친 표본은 295명이었다. 이때 미취업상태로 직업훈련을 마친 청년은 148명으로 전체 미취업자 표본 중에서는 2.01%가 직업훈련을 받았다. 반면, 대학생과 대학원생은 1.41%, 중고등학생의 단지 0.61%가 직업훈련을 받고 있었다.

표 25 취업 전 직업훈련 경험(청년패널)

	전체 표본 (N)	직업훈련을 마친 표본(n)	비중 (n/N)	사교육경험 비중
미취업자	7,221	148	2.01%	6.28%
대학·대학원생	8,385	120	1.41%	7.11%
중고등학생	4,366	27	0.61%	0%

이들이 직업훈련이나 취업관련 사교육을 받을 확률을 살펴보면(아래 [표 26] 참조), 위에서 확인 하였듯이 중·고등학생과 대학생들이 미취업자에 비해 직업훈련을 받을 확률이 낮았으나 미취업자에 비해 대학생이 사교육을 받을 가능성이 높았다. 또한 자격증이 있는 사람은 없는 사람에 비해 직업훈련을 받을 가능성과 사교육을 받을 가능성이 높았다. 이러한 특성은 인적자본투자에 비용을 지불할 유인이 있는 청년들이 사교육, 자격증, 직업훈련 등 수단을 가리지 않고 투자하고 있다는 것을 의미할 것이다. 인적 속성 중 여성이 남성이 비해 사교육을 받을 가능성이 높았고, 기혼자는 미혼자에 비해 직업훈련과 사교육을 받을 확률이 낮았다. 마지막으로 가구의 소득수

준이 높을수록 직업훈련을 받을 확률이 낮았지만, 사교육을 받을 확률은 높아졌다는 점에서 개인 스스로 비용을 지불하는 사교육과 달리 공공에서 주로 제공하는 청년 대상 직업훈련서비스는 주로 저소득층이 이용할 가능성이 높다고 유추할 수 있다.

표 26 직업훈련과 취업사교육을 받을 확률(졸업자 표본)

	종속변수=직업훈련 경험			종속변수=취업사교육 경험		
	coef	se	OR	coef	se	OR
대학생 (기준=졸업후미취업자)	-0.937***	0.165	0.39	0.214**	0.089	1.24
고등학생이하 (기준=졸업후미취업자)	-1.618***	0.324	0.20			
직업훈련 받음 (기준=받지 않음)				1.288***	0.161	3.62
유자격증(기준=무자격증)	1.512***	0.135	4.54	1.127***	0.073	3.09
나이	0.043*	0.025	1.04	0.131***	0.013	1.14
여성(기준=남성)	-0.069	0.140	0.93	0.407***	0.076	1.50
기혼(기준=미혼)	-1.594***	0.451	0.20	-2.227***	0.263	0.11
유자녀(기준=무자녀)	-0.352	0.466	0.70	-0.421	0.260	0.66
가구소득	-0.190**	0.089	0.83	0.234***	0.061	1.26
상수항	-3.283***	0.980		-7.999***	0.621	
N		16,083			12,242	
log-likelihood		-1102.93			-2991.84	
Pseudo R^2		0.10			0.11	

(주1) 고등학생 이하인 경우 취업사교육을 받은 경험이 없었다.

(주2) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

취업자 표본에서 직업훈련 경험이 있는 청년은 3,377명 중 232명 (6.87%)이었다(아래 [표27] 참조). 그 중에서 정부기관에서 훈련을 받은 사람이 55명으로 23.7%, 민간직업훈련기관 등 민간기관에서 직업훈련을 받은 청년이 168명(72.3%)으로 큰 비중을 차지했다. 비용적인 측면에서는 반대로 정부지원을 받아 직업훈련을 실시한 경우가 71.4%로 대부분을 차지하였다.

기술적인 측면에서는 농림어업, 식품, 조리, 운전 등 육체적 능력을 활용하는 서비스 분야 기술을 배운 경우가 약 19.82%, 컴퓨터, 인쇄출판디자



인, 금융 보험 등 인지적 측면의 서비스 분야에서 기술을 배운 경우가 33.64%, 보건의료, 환경, 교육, 사회복지, 판매영업 등 등 대인적 측면의 서비스 분야에서 기술을 배운 경우가 32.72%, 마지막으로 금속, 기계, 화학, 건설 등 육체적 능력을 활용하는 재화 분야에 해당하는 기술을 배운 경우가 13.82%로 주로 서비스 분야의 기술을 배우는 경우가 많다는 것을 알 수 있다. 청년패널의 특성상 혼인을 한 경우가 1.45%(49명)이었고, 자녀가 있는 경우도 2.2%(74명)로 낮은 빈도를 보였다.

첫 직장을 정규직으로 시작한 사람이 2,046명(63.25%)으로 비정규직으로 시작한 사람보다 많았고, 대기업(300인 이상 기업)으로 첫 직장을 시작한 청년은 1,188명(35.18%)이었다. 전반적인 첫 월급 수준은 157.9만원이었지만, 교육수준별로 고졸이하는 122.3만원, 전문대졸업자는 140.3만원, 대졸이상졸업자는 179.9만원으로 차이가 있었다(아래 [표27] 참조). 마지막으로 취업자 표본에서 직업훈련경험은 사교육 경험, 그리고 자격증 유무와 양(+)의 상관관계<sup>44)</sup>에 있었으며 교육수준과는 관계가 없었고, 여성의 경우 직업훈련을 덜 받는 특성이 있었다. 취업 전 거주 지역을 출신지역으로 했을 때 전남과 제주를 제외하고는, 대체로 서울보다 직업훈련을 받을 확률이 낮았으며, 직업훈련 경험과 구직기간은 관계가 없었다. 사교육 경험은 직업훈련 경험과 양(+)의 상관관계를 보였지만 자격증 수와는 관계가 없었고, 교육수준이 높을수록 취업사교육을 받았을 확률이 높았으며 여성이 사교육을 받을 확률이 높았다. 지역적으로는 제주와 인천을 제외하고는 대부분의 지역에서 서울보다 사교육을 받을 확률이 낮았으며, 사교육경험과 구직기간은 양(+)의 상관관계를 보였다.

---

44) 인적자본에 대한 투자는 노력, 성취욕과 같은 개인의 관찰되지 않은 특성에 영향을 받기 때문에 직업훈련과 취업사교육 경험 여부간의 관계는 상관관계로 해석할 수밖에 없을 것이다.

표 27 취업자 표본의 기초통계량

최종학교 졸업 후 첫 직장 취업자 특성 (3,377명)		
직업훈련 경험	있다	232명(6.87%)
	없다	3,145명(93.13%)
고용상 지위	정규직	2,046명(63.25%)
	비정규직	1,331명(36.75%)
사업체 규모	중소기업 및 영세사업체	2189명(64.82%)
	대기업(종사자수 300인 이상)	1,188명(35.18%)
교육수준별 첫 월급 수준	고졸 이하(696명)	122.3만원
	전문대졸(839명)	140.3만원
	일반대졸 이상(1,834명)	179.9만원

직업훈련 특성 (232명)		
훈련제공기관	공공	23.7
	민간	72.3
비용제공자	공공	71.4
	민간	28.6
직업훈련 내용	농림어업, 식품, 조리, 운전	19.82
	컴퓨터, 인쇄출판디자인, 금융 보험	33.64
	보건의료, 환경, 교육, 사회복지, 판매영업	32.72
	금속, 기계, 화학, 건설	13.82

## 2. 직업훈련이 취업에 미치는 효과에 대한 분석

다음 [표28]은 직업훈련이 취업여부에 미치는 영향을 이산시간위험분석(discrete-time hazard analysis)을 통해 분석한 결과이다. 주요 독립변수인 직업훈련은 취업에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 로짓모형의 분석 결과를 기준으로 첫 직장 취업 전 직업훈련을 받은 청년이 그렇지 못한 청년보다 1.43배 취업 확률이 높았다. 고졸이하에 비해 전문대졸 이상인 경우 취업 확률이 10배 정도 높았고, 일반대 이상 졸업자들은 7.8배 높았다. 자격증 수는 취업에 큰 영향을 미치지 못했으며, 취업관련 사고

육은 경험은 오히려 취업 확률을 낮추는 것으로 나와 좀 더 구체적인 분석이 필요해 보인다. 인적 속성에 있어서 여성이 남성에 비해 취업확률이 낮은 것으로 나타났고, 기혼자의 취업 확률도 낮은 것으로 나타났다.

표 28 직업훈련이 취업에 미치는 효과

종속변수=취업여부	로짓모형			로그-로그모형		
	coef	se	HR	coef	se	HR
직업훈련 받음 (기준=받지 않음)	0.360***	0.107	1.43	0.283***	0.078	1.33
전문대졸업 (기준=고졸이하)	2.327***	0.077	10.24	1.925***	0.059	6.85
일반대학졸업 (기준=고졸이하)	2.064***	0.061	7.88	1.738***	0.051	5.69
취업 사교육 유경험 (기준=무경험)	-0.742***	0.063	0.48	-0.539***	0.048	0.58
자격증수	0.025	0.039	1.03	0.027	0.030	1.03
여성 (기준=남성)	-0.147***	0.052	0.86	-0.062	0.039	0.94
기혼 (기준=미혼)	-0.415*	0.227	0.66	-0.287	0.182	0.75
유자녀 (기준=무자녀)	-0.076	0.190	0.93	-0.093	0.150	0.91
log(가구소득)	-0.033	0.045	0.97	-0.011	0.035	0.99
구직기간(1년) (기준=0년)	-0.192***	0.070	0.82	-0.186***	0.055	0.83
구직기간(2년)	-0.068	0.077	0.93	-0.108*	0.058	0.90
구직기간(3년)	-0.103	0.089	0.90	-0.131**	0.066	0.88
구직기간(4년)	-0.171	0.105	0.84	-0.194***	0.075	0.82
구직기간(5년)	-0.217	0.133	0.81	-0.236**	0.093	0.79
구직기간(6년)	-0.659***	0.200	0.52	-0.550***	0.150	0.58
상수항	-1.943***	0.393		-2.220***	0.309	
졸업연도 통제		O			O	
출신지역 통제		O			O	
N		10657			10657	
log-likelihood		-5025.429			-5036.4622	
Pseudo R^2		0.215			0.212	

(주1) 결혼여부와 성별 변수에 있어서 로짓 모형과 로그-로그 모형의 결과가 약간 다르지만 로그-로그 모형의 경우 관심사건이 일어날 빈도가 낮을 때 주로 활용하므로 여기서는 주로 로짓 모형의 분석 결과를 해석에 활용하였다.

(주2) 관찰되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)을 가정한 생존분석 모형의 분석 결과, 인적자본 관련 변수가 취업에 미치는 영향의 방향이나 통계적 유의미

---

성에 변화가 없어 분석 결과를 본문에 포함하지 않았고 [부록3]에 포함하였다.

(주3) 구직기간이 영(0)인 경우는 졸업을 한 해에 취업을 했거나 졸업하기 1년 전에 취업한 경우이다.

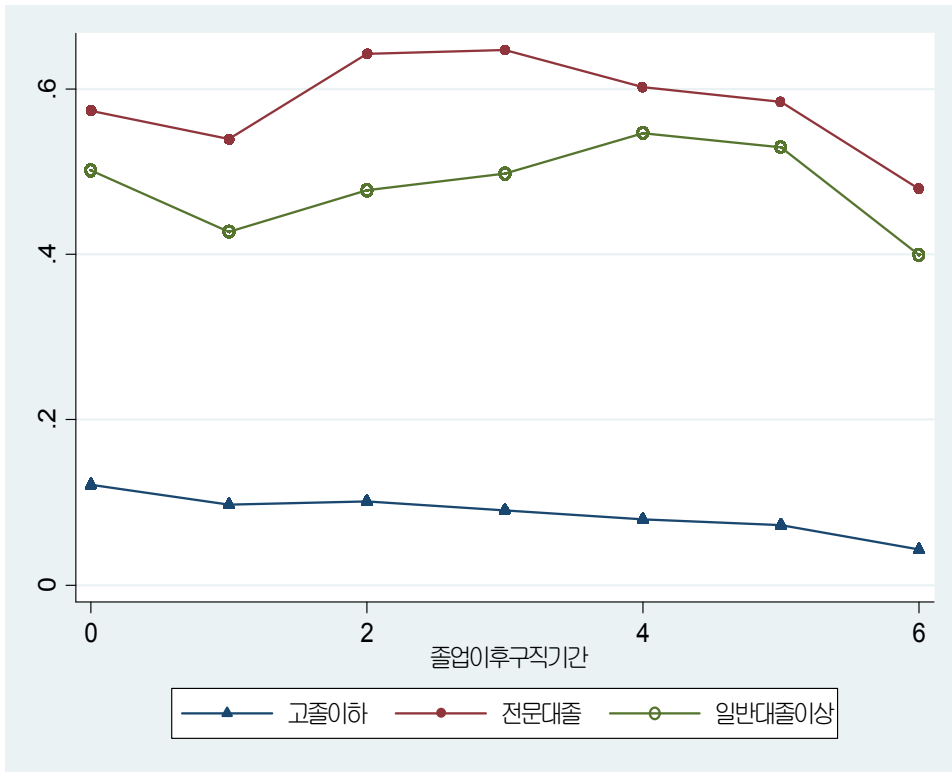
(주4) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

한편, 구직자에게는 취업여부도 중요하지만 짧은 구직기간도 노동시장의 성과 중 하나라고 할 수 있다. 구직기간이 길어질수록 취업에 대한 자신감과 노력에 부정적인 영향을 줄 뿐 만 아니라 구직기간이 길면 기업은 이를 부정적인 신호로 받아들일 수 있기 때문이다(박천수, 2009). 본 연구에서도 청년의 구직기간이 길수록 취업확률이 낮아지는 경향을 보였다. 이러한 특성은 졸업한지 4년이 지난 해 부터 교육수준에 관계없이 나타나는 것으로 나타나고 있다<sup>45)</sup>. 구직기간의 효과를 교육수준별, 기간별로 보면(아래 [그림9] 참조), 고졸 이하의 경우 취업 확률이 전 기간 졸업연도에는 12%였지만, 2년 후를 제외하고는 지속적으로 낮아지고 있었다. 전문대 졸업자는 졸업연도에 취업할 확률이 57.4% 정도였고, 졸업 1년 후에는 취업확률이 약간 낮아졌다가 2-3년 후에 64%대로 취업률이 약간 올라갔지만, 이후 다시 낮아지는 특성을 보였다. 일반대학 이상 졸업자의 경우에도 졸업연도에 취업할 확률이 50.2%였다가, 1년 후에는 취업률이 하락했지만, 이후 상승하다가 5년째에 다시 하락하는 특성을 보였다. 이러한 분석 결과를 통해 고졸 이하의 청년들은 전문대졸이나 일반대졸 청년보다 전반적으로 취업 확률이 낮고 구직기간이 길수록 취업확률이 지속적으로 낮아지는 경향이 있다는 사실을 확인할 수 있다. 따라서 이들이 졸업 이후 되도록 빨리 직장을 구할 수 있도록 지원하는 정책이 필요해 보인다.

---

45) 대학생의 경우 졸업을 늦추는 방식으로 졸업 이후 구직기간을 짧게 가지려는 경향이 있어 실제 구직기간을 과소측정하고 있을 가능성이 있다.

그림 9 교육수준별 구직기간별 취업확률



(주) y축은 로짓모형으로 추정된 취업확률이다.

### 3. 직업훈련이 첫 직장의 특성에 미치는 효과에 대한 분석

#### 1) 직업훈련이 정규직<sup>46)</sup> 및 대기업 취업에 미치는 효과

종속변수를 정규직 취업 여부로 하였을 때는 직업훈련의 긍정적인 효과가 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다(아래[표29] 참조). 교육수준의 경우 전문대 이상 졸업자가 고졸이하 졸업자에 비해 정규직으로 첫 직장에 취업할 확률이 2.85배 높았고, 일반대학 이상 졸업자의 정규직 취업확률은

46) 해당 분석에서 비정규직은 기간제 근로자, 기간제를 제외한 한시적 근로자, 시간제근로자, 일일근로자, 파견용역근로자, 보험설계사 학습지 교사, 캐디 등 특수형태근로자, 재택근로자를 포함하며 정규직은 비정규직이 아닌 근로자로 정의하였다.

고졸 이하 보다 2.77배 더 높았다. 남성이 여성에 비해 정규직으로 취업할 확률이 더 높았고, 가구 소득이 높을수록 정규직 취업 확률이 높았다. 기간에 따른 정규직 취업 확률을 보면, 졸업 직후에 비해 1년 후, 2년 후는 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았지만, 3년 후에는 정규직 고용확률이 높아지는 것으로 나타나는데 이는 구직기간을 연장하면서까지 정규직으로 취업하고자 하는 청년들의 행태를 보여주는 것으로 보인다. 인적자본에 대한 투자 변수 중에서는 유일하게 자격증 수가 정규직 취업에 영향을 미치는 것으로 나타나 자격증이 생산성에 대한 신호로 작동하고 있음을 알 수 있다.

다음으로 종사자수가 300인 이상인 기업을 대기업으로 정의하고 취업 이전 직업훈련을 받았던 청년이 대기업에 취업할 확률이 높은지를 분석하였다<sup>47)</sup>. 그 결과 인적자본과 관련한 변수 중 직업훈련은 대기업 취업확률에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않았으나, 자격증수가 영향을 주는 것으로 나타났다(아래 [표36] 참조). 대기업에 취업할 확률은 최종학교가 중학교 혹은 고등학교인 청년들 보다 오히려 전문대 졸업자들이 더 낮았고, 일반대학 이상 졸업자들의 대기업 취업 확률은 높은 것으로 나타나지만 통계적으로 유의미하지는 않았다. 전문대 졸업자의 경우 정규직 취업확률은 높으나 대기업 취업 확률은 낮은 것으로 나타나는 이유는 전문대 졸업자들이 주로 간호학, 비서학, 특수교육학, 관광학, 프로그래밍, 보건학 등을 공부하기 때문에 정규직으로 취업하지만 호텔, 병원을 비롯한 300인 미만 기업에 취업할 가능성이 높기 때문인 것으로 보인다.

정규직 취업확률에 대한 분석 결과와 마찬가지로 남성이 대기업에 취업할 확률은 여성에 비해 높았다. 마지막으로 졸업한 해에 대기업에 취업할 확률이 다른 어떤 기간보다도 높았지만 통계적으로 유의미하지는 않았으며, 졸업 이후 4년째에는 1~3년 보다 대기업 취업 확률이 높아지는 것으로 나타났다지만 이 또한 통계적으로 유의미한 수치는 아니었다.

47) 대기업 취업이 직업훈련의 목표가 되는 것이 바람직한지에 대한 의문이 제기될 수 있다. 그러나 실제 청년들이 구직기간을 늘리면서까지 취업하기를 바라는 직장 중 하나가 대기업이므로 직업훈련이 청년들이 원하는 직장에 취업할 수 있도록 도와주는지를 평가하기 위해 대기업 취업여부를 종속변수 중 하나로 선택하였다.

표 29 직업훈련이 정규직 취업 및 대기업 취업에 미치는 효과

종속변수= 정규직/대기업 취업여부	정규직 취업			대기업 취업		
	coef	se	HR	coef	se	HR
직업훈련 받음 (기준=받지 않음)	0.041	0.173	1.04	0.009	0.165	1.01
전문대졸 (기준=고졸이하)	1.047***	0.139	2.85	-0.444***	0.143	0.64
일반대졸 (기준=고졸이하)	1.018***	0.125	2.77	0.148	0.126	1.16
취업 사교육 유경험 (기준=경험 없음)	-0.077	0.113	0.93	0.083	0.107	1.09
자격증수	0.053*	0.031	1.05	0.123***	0.029	1.13
여성 (기준=남성)	-0.231***	0.087	0.79	-0.240***	0.084	0.79
기혼 (기준=미혼)	0.564	0.490	1.76	0.484	0.396	1.62
유자녀 (기준=무자녀)	-0.513	0.326	0.60	-0.306	0.328	0.74
log(가구소득)	0.259***	0.076	1.30	0.077	0.072	1.08
구직기간(1년) (기준=0년)	-0.028	0.119	0.97	0.002	0.116	1.00
구직기간(2년)	-0.113	0.156	0.89	-0.046	0.154	0.96
구직기간(3년)	0.356*	0.211	1.43	-0.205	0.208	0.81
구직기간(4년)	-0.416	0.271	0.66	0.099	0.273	1.10
상수항	-2.076***	0.669		-1.686***	0.646	
졸업연도 통제	O			O		
출신지역 통제	O			O		
N	2699			2814		
log-likelihood	-1643.6553			-1736.485		
Pseudo R <sup>2</sup>	0.06			0.05		

(주1) 구직기간이 영(0)인 경우는 졸업을 한 해에 취업을 했거나 졸업하기 1년 전에 취업한 경우이다.

(주2) 정규직 취업여부가 종속변수일 경우에는 졸업 이후 취업까지의 기간이 5년 이상인 경우를 제외하고 분석을 실시하였다.

(주3) 직업훈련이 내생변수임을 가정하여 선형확률모형(IV-LPM)을 도입했을 때도 직업훈련의 효과에는 차이가 없었다([부록4], [부록5] 참조).

(주4) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

한편, 강순희(2012a)는 청년패널 1차~3차 데이터로 취업 전기(t-1)의

신규 직업훈련이 정규직 취업과 대기업 취업(100인 이상)에 미치는 효과를 분석했는데,<sup>48)</sup> 정규직 취업효과는 없지만 대기업 취업효과는 있는 것으로 나타났다. 그러나 본 연구는 강순희(2012a)와 다르게 청년패널 1차~7차 자료를 활용하였고 직업훈련 경험을 조작화하는 방식이 달랐기 때문에 다른 분석 결과가 나왔을 수도 있다. 강순희(2012a)는 취업 전 해에 직업훈련을 받았는지를 직업훈련 경험여부 변수로 선택하였고, 본 연구는 취업 전년도에 처음으로 직업훈련에 참여해 본 경우 직업훈련 경험이 있는 것으로 간주하였다. 강순희(2012a)는 위와 같은 방식으로 직업훈련 경험을 조작화 한 이유에 대해 직업훈련의 특성을 통제하기 위해서라고 밝히고 있다. 그러나 취업 전에 신규로 직업훈련을 받았다고 하더라도 미취업기간에 받은 직업훈련일 수도 있고 학생인 기간에 받은 직업훈련일 수도 있어서 강순희(2012a)의 방법을 활용하게 되면 중첩적인 직업훈련 경험을 통제할 수 있을지 몰라도 직업훈련의 다양한 목적과 특성을 통제하지 못하는 것은 마찬가지일 것이다. 본 연구도 이러한 한계를 피할 수는 없으며 따라서 향후 관련한 행정데이터가 확보된다면 직업훈련의 목적에 따라 그 효과를 추정할 수 있을 것이라 생각한다. 고등학생을 대상으로 한 직업훈련의 효과는 양정승·김유미(2014)에서 확인할 수 있는데, 이들은 고졸자를 대상하였을 때 직업훈련이 노동시장정착도<sup>49)</sup>에 영향을 미치지 못한다고 분석하고 있다. 양정승·김유미(2014)의 연구결과와 본 연구의 연구 결과를 종합하면 우리나라에서 직업훈련은 정규직 취업이나 대기업 취업에 도움을 주지 못하고 있다고 결론을 내릴 수 있을 것이다.

---

48) 강순희(2012a)는 본 연구과 달리 대기업을 100인 종사자 기업으로 정의했는데 이러한 정의의 차이로 인해 분석 결과가 다르게 나올 수도 있어 대기업에 대한 정의를 100인 이상 종사자 기업으로 정의하고 분석을 해 보았으나 여전히 직업훈련이 효과가 나타나지 않았음을 확인하였다.

49) 양정승·김유미(2010)는 1년 후 어떤 형태로든 취업을 하고 있을 것인지에 대한 설문 결과로 '노동시장정착도'를 측정하고 있다.



## 2) 직업훈련이 첫 월급 수준에 미치는 효과

일반회귀모형(OLS)으로 추정한 결과, 직업훈련은 첫 월급 수준에 긍정적으로 영향을 미치고 있었다.<sup>50)</sup> 취업사교육은 첫 월급 수준에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다<sup>51)</sup>. 자격증 수는 [표29]에서 보았듯이 정규직 및 대기업 취업에는 영향을 주었으나, 첫 월급 수준을 종속변수로 하는 모형에서 정규직 여부와 대기업 취업 여부가 통제변수로 포함되어 있기 때문에 첫 월급 수준에는 영향을 미치지 못한 것으로 보인다. 따라서 정규직 여부, 대기업 취업 여부와 같은 변수를 제외한 경우에는 자격증 수가 첫 월급에 영향을 주는 것으로 나타나고 있었다. 이를 통해 자격증 수가 정규직 취업과 대기업 취업을 통해서 첫 임금 수준에 영향을 주고 있음을 알 수 있다.

여성이 첫 월급 수준이 16.4% 정도 더 낮았으며, 가구 소득은 첫 월급에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편, 구직기간이 길수록 첫 월급 수준이 높아지는 것으로 나타났는데(아래 [표30] 참조), 정규직 취업 확률이 졸업이후 3년째 되었을 때 오히려 증가하고 있다는 [표29]의 분석 결과를 고려하면, 이러한 효과는 유보임금을 낮춰 바로 취업하지 않고 오랜 기간 취업준비생으로 남아 있다가 평균적으로 임금수준이 높은 정규직 혹은 대기업에 취업하는 청년들이 있기 때문에 나타났다고 해석할 수 있을 것이다<sup>52)</sup>.

---

50) 그러나 표본을 성별에 따라 구분해 보았을 때는 통계적으로 유의미한 결과를 보이지는 않았다. 그 이유는 일반회귀모형(OLS)으로 추정할 경우 모형에 포함되지 않은 변수(Omitted Variable)의 영향력을 통제할 수 없기 때문일 것이다. 이러한 분석 결과는 다른 추정방식의 필요성을 제기하고 있으며 본 연구에서는 도구변수 추정법(IV)과 성향점수 매칭법(PSM)을 활용하고 있다.

51) 출신지역을 통제 하지 않으면 사교육은 임금에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그 이유는 서울과 같이 취업사교육을 받을 확률이 높은 지역에서 취업준비를 한 경우에 다른 지역보다 첫 임금 수준도 높을 가능성이 있기 때문이다.

52) 앞의 분석 결과에서 졸업 이후 정규직 취업확률이 점차 낮아지다가 3년째에 높아지고, 대기업 취업확률은 통계적으로 유의미하지는 않았지만 4년째에 다시 높아졌다. 만일 청년들 사이에서 이러한 사례가 성공사례로 남아 있다면 졸업 이후 구직기간을 늦추고자 하는 유인으로 작용할 수 있을 것이다.

표 30 직업훈련이 첫 월급 수준에 미치는 효과(OLS)

종속변수= log(첫 월급)	전체표본		남성표본		여성표본	
	coef	se	coef	se	coef	se
직업훈련유경험 (기준=무경험)	0.052*	0.030	0.052	0.045	0.038	0.040
전문대졸업 (기준=중고졸)	0.159***	0.025	0.221***	0.041	0.108***	0.031
일반대학졸업 (기준=중고졸)	0.282***	0.023	0.416***	0.037	0.182***	0.029
취업사교육유경험 (기준=무경험)	0.027	0.019	0.048	0.031	0.018	0.024
자격증수	0.008	0.005	0.014	0.009	0.004	0.007
여성(기준=남성)	-0.164***	0.015	0.125	0.095	0.014	0.142
기혼(기준=미혼)	0.114	0.077	0.011	0.098	0.051	0.069
유자녀 (기준=무자녀)	0.015	0.057	0.000***	0.000	0.000***	0.000
가구소득	0.000***	0.000	0.340***	0.026	0.305***	0.020
정규직 (기준=비정규직)	0.330***	0.016	0.074**	0.030	0.166***	0.023
중소기업 (기준=영세사업체)	0.130***	0.019	0.229***	0.029	0.229***	0.022
대기업 (기준=영세사업체)	0.235***	0.018	0.018	0.031	0.034	0.027
구직기간(1년) (기준=0년)	0.025	0.021	0.048	0.041	0.084**	0.036
구직기간(2년)	0.065**	0.027	0.221***	0.053	0.115**	0.049
구직기간(3년)	0.148***	0.035	0.279***	0.069	0.199***	0.066
구직기간(4년)	0.225***	0.047	4.146***	0.067	4.272***	0.060
상수항	4.296***	0.046	3.724***	0.149	3.811***	0.163
졸업연도 통제	O		O		O	
출신지역 통제	O		O		O	
N	2616		1129		1487	
adj. R <sup>2</sup>	0.37		0.41		0.30	

(주1) 구직기간이 영(0)인 경우는 졸업을 한 해에 취업을 했거나 졸업하기 1년 전에 취업한 경우이다.

(주2) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

위의 분석은 청년의 첫 월급 수준을 종속변수로 하고 있기 때문에 패널 자료를 활용하여 개인별 이질성을 고려하는 등 내생성을 통제하기 위한 분석 방법을 활용하지 못했다는 한계가 있다. 그러나 Bloom et al.(2002)이

지적하였듯이 직업훈련의 효과평가에서는 내생성을 고려해야 하기 때문에 이를 통제할 적절한 방법론을 도입할 필요성이 있다. 즉, 내생성을 고려하지 않은 위의 분석 결과는 직업훈련이 첫 월급에 영향(5.2%)을 미친다고 하였는데, 만일 성취욕이 높은 청년이 직업훈련을 선택하였고 그것이 첫 월급에 영향을 미쳤다면 직업훈련의 첫 월급에 대한 영향은 과대추정 되었을 가능성이 있다. 반대로 정규교육 수준이 중시되는 한국에서 사회적인 자원에 제약이 많은 청년들이 직업훈련을 선택하는 경향이 있다면 직업훈련의 효과는 과소추정 되었을 가능성이 있다. 실제로 직업훈련 경험을 종속변수로 하는 로짓분석에서 가구소득이 낮은 청년들이 직업훈련을 선택하는 경향이 있었다는 사실에서 청년에 대한 직업훈련의 효과가 과소추정 되었을 가능성이 더 높다고 예상할 수 있다.

정책의 효과성 평가에 관한 많은 선행연구들은 내생성을 통제하기 위해 도구변수(IV)를 활용하거나 성향점수매칭법(PSM)을 활용하고 있다. 본 연구는 두 방식 중에서 주로 도구변수를 활용하여 내생성을 통제하고자 한다. 도구변수로 기능할 수 있는 변수는 독립변수와 상관관계가 있지만 종속변수와는 관계가 없는 변수여야 한다. 본 연구에서 활용할 수 있는 변수 중에서는 취업관련사교육이 도구변수의 가능성이 가장 높은 변수이다. 그 이유는 노력, 성취감 등과 같은 보이지 않는 개인의 특성은 인적자본에 대한 투자라는 행태와 연관성이 있기 때문에 취업관련사교육과 직업훈련은 상관관계가 있을 것이라 예상할 수 있기 때문이다. 실제로 기초통계량에서 직업훈련을 받은 사람일수록 취업관련 사교육을 받을 가능성이 높음을 보여주었다. 반면, 위의 [표30]에서 볼 수 있듯이 취업사교육은 임금에 직접적으로 영향을 미치지 못한다. 면접관련 컨설팅을 받고 일반상식이나 영어시험을 위한 사교육을 받았다는 자체가 임금에 직접적으로 영향을 미치지 않는 것이기 때문이다.

아래 [표31]는 취업사교육을 도구변수(IV)로 활용하여 분석한 결과이다. 분석 결과 직업훈련이 첫 월급에 미치는 영향력을 의미하는 계수 값은 증가하였으나(5.6%→42.7%), 그 값은 통계적으로 유의미하지 않았다. 이러한 계수값의 변화는 도구변수를 활용하기 전에 내생성으로 인해 직업훈련의 효과가 과소추정되고 있었다는 것을 의미하므로 주로 노동시장에서 취

약계층이 직업훈련이 선택하고 있다는 예측이 맞다는 것을 의미한다. 그러나 도구변수 추정법으로 추정한 결과 직업훈련 효과를 의미하는 계수 값과 함께 표준오차가 크게 증가하였기 때문에 그러한 효과는 통계적으로 유의미하지 않았다. 결론적으로 청년 대상 직업훈련의 효과가 나타났다고 볼 수 없었다. 성향점수매칭법(PSM)을 활용하여도 직업훈련의 효과가 첫 월급에서 나타나지 않았는데 이 분석 결과는 [부록6]에서 확인할 수 있다.

표 31 첫 월급 수준에 미치는 효과(일반회귀모형과 도구변수 활용 모형의 비교)

종속변수= log(첫 월급)	일반회귀모형		도구변수 추정	
	coef	se	coef	se
직업훈련 받음 (기준=받지 않음)	0.056*	0.030	0.427	0.266
전문대졸업(기준=중고졸)	0.009*	0.005	0.002	0.007
일반대학졸업(기준=중고졸)	0.161***	0.025	0.159***	0.025
자격증수	0.289***	0.022	0.279***	0.024
여성(기준=남성)	-0.163***	0.015	-0.157***	0.016
기혼(기준=미혼)	0.109	0.077	0.126	0.080
유자녀(기준=무자녀)	0.016	0.057	0.009	0.058
가구소득	0.000***	0.000	0.000***	0.000
정규직(기준=비정규직)	0.330***	0.016	0.328***	0.016
중소기업(기준=영세사업체)	0.130***	0.019	0.132***	0.019
대기업(기준=영세사업체)	0.236***	0.018	0.239***	0.018
구직기간(1년) (기준=0년)	0.028	0.020	0.030	0.021
구직기간(2년)	0.069**	0.027	0.061**	0.028
구직기간(3년)	0.153***	0.035	0.149***	0.036
구직기간(4년)	0.231***	0.047	0.238***	0.048
상수항	4.294***	0.046	4.264***	0.051
졸업연도 통제	O		O	
출신지역 통제	O		O	
N	2616		2616	
adj. R^2	0.37		0.34	

(주1) 과소식별 검증(Anderson canon. corr. LM 통계량=33.78) 결과 p-value가 0.00으로 과소식별의 문제는 없는 것으로 나타났으며, Cragg-Donald Wald F 통계량은 33.72이었는데 Stock-Yogo(2005)의 방식에 의한 F통계량 임계치의 최대 값이 16.38이므로 약한 도구변수에 대한 검증도 통과한 것으로 보고자 한다.

(주2) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

## 제4절 결론 및 정책적 함의

4장에서는 기존의 선행연구(Breen, 2005; Schmid, 2013)에서 주장하였듯이, 직업훈련에 대한 공공과 민간의 투자가 청년의 실업률을 낮출 수 있음을 보여주었다. 본 연구는 이러한 연구결과를 따라 직업훈련 경험이 있는 청년이 그렇지 않은 청년보다 취업확률이 높을 것이라는 가설을 세웠다. 그러나 Allmendinger(1989)의 주장에 따라 한국과 같이 청년에 대한 직업훈련이 정규교육에 의존하고 있고 기업의 참여 수준이 낮은 곳에서 기업은 직업훈련 경험 보다는 정규 교육수준을 통해 지원자의 생산성을 파악할 가능성이 높기 때문에 첫 직장의 질(정규직 및 대기업 취업여부, 첫 월급 수준)에는 영향을 미치지 못할 것이라는 가설을 세웠다.

본 장에서는 청년패널을 활용하여 한국의 청년에 대한 직업훈련의 성과를 생존분석 모형을 통해 분석하였다. 분석 결과, 예상하였던 것처럼 교육 수준과 함께 직업훈련 경험이 청년의 취업에 긍정적 영향을 미치고 있었다. 하지만 취업을 한 청년을 대상으로 첫 직장의 특성을 종속변수로 하는 모형의 분석 결과는 부정적이었다, 우선 직업훈련은 정규직 및 대기업 취업 여부에 영향을 미치지 못했고, 인적자본에 대한 투자 변수 중에서 자격증 수만이 유일하게 정규직 취업과 대기업 취업에 긍정적으로 영향을 미치고 있었다.

임금 수준을 종속변수로 하는 경우에도 남·여를 모두 포함한 표본에서는 입사 전 직업훈련여부가 첫 월급의 수준은 5.2% 정도 높이는 것으로 나타났지만, 남성과 여성을 구분한 표본에서 이러한 효과는 나타나지 않았다. 표본에 따른 직업훈련 효과의 차이는 일반회귀모형(OLS)의 기본 가정 중 독립변수와 오차항의 독립성이 확보되지 못했기 때문이며, 따라서 내생성(endogeneity)을 통제해 주기 위해 도구변수 추정법을 도입하였다. 취업관련 사교육을 도구변수로 한 분석 결과는 직업훈련 경험이 청년의 첫 월급 수준에는 영향을 주지 못할 것이라는 가설을 지지하였으며, 이를 성향 점수매칭법(PSM)의 결과로도 확인하였다. 이러한 분석 결과는 우리나라에서 청년에 대한 직업훈련이 양적인 측면(취업률)에는 긍정적인 영향을 미쳤지만 질적인 측면에서는 성과를 거두지 못한 것을 의미한다. 즉, 한국에서 청년에 대한 직업훈련은 국가 간 비교연구에서 보았듯이 청년의 취업률

을 높이는데 도움이 되지만, 실제 대기업, 정규직과 같이 좋은 직장에 취업 하거나 첫 월급 수준을 높이는 데는 도움이 되지 못한 것이다.

이러한 차이가 발생하는 원인은 무엇일까? 저임금, 저숙련 노동시장에서 직업훈련 경험은 긍정적인 신호로 작동하여 취업에 도움을 주지만, Lalonde(1995)가 미국 사례를 통해 주장했던 것처럼 민간과 공공의 인적 자본에 대한 투자수준이 상대적으로 낮기 때문에 좋은 직장에 취업시키는 효과를 발휘하기 어려운 것일지도 모른다. 청년 개인에 대한 낮은 투자 수준은 직업훈련의 낮은 질을 의미하므로 직업훈련이 안정적이고 임금 수준이 높은 직장에 취업하는 데는 도움이 되지 않는다는 것이다. 민간참여 직업훈련제도와는 달리 한국에서는 중·고등학생과 대학생을 대상으로 하는 직업훈련에 기업이 참여하는 경우가 드물다는 점도 이 같은 결과를 야기했을 수 있다. 즉, 민간의 참여 수준이 낮고 공공의 직업훈련에 의존하고 있지만 공공의 투자 수준도 높지 않은 한국의 직업훈련제도에서 청년들은 기업이 원하는 숙련수준을 갖추지 못한 상태로 취업시장에 나오게 되고 공공 혹은 민간 직업훈련기관의 직업훈련도 이러한 숙련의 불일치를 해결해 주지 못하는 것일 가능성이 높다. 이 같은 결과는 독일, 오스트리아, 덴마크의 청년이 다른 유럽 국가에 비해 정규직 구직기간이 짧았다는 실증연구결과(Quintini, Martin and Martin, 2007)와 대비된다.

우리나라 중·고졸 청년들이 전문대 졸업자, 일반대 졸업자보다 구직기간은 길고 정규직 취업 가능성이 낮다는 분석 결과는 이들이 노동시장에서 어려움을 겪고 있다는 것을 보여주고 있다. 반면, 민간중심형 직업훈련제도에 속한 국가에서 중졸 이하의 구직자들이 다른 국가들 보다 첫 직장 구직기간이 짧고 비경제활동인구가 될 확률도 낮다는 연구(Wolbers, 2007)는 교육수준이 낮은 청년에게 실습 중심의 직업훈련이 중요함을 보여준다고 할 수 있다. 즉, 우리나라와 같이 정규교육에서 직업훈련의 비중이 낮고 민간의 투자 수준도 낮은 곳에서는 정규학교 교육수준이 노동시장에서의 성과에 더 직접적으로 영향을 미치게 될 가능성이 높다(Allmendinger, 1989). 따라서 청년들이 노동시장에 보다 빨리 진입하여 가정 경제와 국가 경제에 긍정적인 영향을 줄 수 있는 직업훈련제도로의 이행이 필요해 보이며 이를 위해서는 공공의 투자 수준을 높여야 할 뿐만 아니라 기업의 참여

수준도 높여야 할 필요성이 있다.

물론 제도의 개선과 함께 직업훈련에 대한 인식이 개선될 때 비로소 직업훈련 경험이 노동시장의 성과에 긍정적으로 영향을 미칠 것이다. Thelen(2014)은 미국의 직업훈련정책이 실패한 이유로 대학교육이 중요해 지는 사회적인 분위기 속에서 직업훈련을 받았다는 사실이 취업시장에서 긍정적인 신호로 작용하는 것이 아니라 오히려 부정적인 신호로 작용했기 때문이라고 지적하고 있다. 즉, 제도 개선이나 예산 투입 뿐 아니라 직업훈련과 같은 실용적인 교육에 대한 사회적인 인식과 보상도 직업훈련제도를 성공적으로 운영하는데 중요한 요소가 된다. 이러한 의미에서 청년 취업아카데미 사업, 마이스터고와 특성화고의 취업반과 같이 학교와 기업 간 협력사업 형태의 직업훈련 프로그램에 대한 투자 수준을 높이고 안정적으로 운영하여 우수 사례를 만들어 가는 것이 단기적인 정책 방향이 될 수 있을 것이라고 생각한다.

## 제 6 장 직업훈련이 비정규직의 노동시장 성과에 미치는 효과에 대한 분석

### 제1절 연구의 개요

지난 30년 동안의 노동시장 개혁은 노동이동성을 높이고 실업률을 낮추고자 노동시장을 유연화 하는데 초점을 맞추었다. 이러한 노동시장 개혁의 효과에 대한 실증연구는 주로 스페인, 프랑스 등에서 실시된 이차 노동시장에 대한 규제를 완화의 효과를 분석하고 있는데 그 효과성에 대해서는 엇갈린 평가를 하고 있다. Bentolila and Dolado(1994), Saint-Paul(1996), Cabrales and Hopenhayn(1997)과 같은 연구는 임시직 고용을 더 많이 허용하는 방식으로의 노동시장 유연화가 내부자의 고용을 보호하면서도 실업을 줄였다고 분석하고 있지만, Cahuc and Postel-Vinay(2002)는 고용보호의 완화가 고용률에 미치는 영향이 명확하지 않다고 분석하고 있다.

이러한 이차 노동시장에서의 규제 완화를 ‘부분적인 노동시장개혁(partial labor market reform)’ 이라고 부르는데, Blanchard and Landier(2002)는 이러한 부분적 유연화의 성과에 대해 비판적인 입장을 견지하고 있다. 그 이유는 기업에서 인적자본에 대한 투자를 하기보다 임금 수준이 상대적으로 낮은 임시직을 계속 쓸 유인이 생기기 때문에 경제에 전반적인 고용이 불안정 해지는 반면, 생산성은 저하될 수 있기 때문이다. 우리나라도 1997년 부분적인 노동시장 개혁을 실시하였고 이후 비정규직의 확산이 사회적 문제로 주목을 받기 시작했다.

우리나라에서 비정규직이라는 고용형태가 사회적인 문제가 된 이유는 비정규직이 처한 노동환경이 고용안정성 차원 외에도 정규직과 차별적인 모습을 보이고 있기 때문이다. 2014년도 경제활동인구조사 자료에 의하면 정규직과 비정규직의 임금격차가 2004년 이후 지속적으로 확대되고 있으며<sup>53)</sup>, 비정규직의 경우 국민연금가입률이 38.4%(정규직 67.9%), 건강보

---

53) 2004년 정규직에 비해 비정규직의 임금 수준이 73.5%였지만 2013년 64.3%로 떨어졌



험가입률 44.7%(정규직 84.1%), 고용보험가입률 43.8%(정규직 82%)으로 사회보험의 적용률에서도 정규직과 차별적인 모습을 보이고 있다(김철희 외, 2012). 즉, 한국의 비정규직은 고용과 소득의 불안정성과 임금의 불충분성이라는 다양한 어려움에 직면하고 있으며, 따라서 이들을 위한 대책이 필요한 시점이다.

인적자본이론의 시각에서 본다면 비정규직이 고용안정성이 높은 일차 노동시장으로 가기 위해서는 높은 숙련 수준에 대한 신호가 중요하므로 인적자본에 대한 투자가 중요해 질 것이다(유경준, 2010; 이상준 외, 2011). 그러나 우리나라와 같이 고용형태를 기준으로 노동시장이 구분되어 있는 곳의 경우는 비정규직이 정규직으로 가는 디딤돌이 아니라 함정으로 작용하고 있다는 연구(김태기·남재량, 2001; Giesecke and Groß, 2003; Gazier and Petit, 2007)는 인적자본에 대한 투자가 더 나은 직장이라는 보상으로 연결되는지를 예상하기 어렵게 만들고 있다. 이러한 상황에서 비정규직의 직업훈련에 대한 투자 수준도 정규직에 비해 낮은 편인데, 2010년 경제활동인구조사 8월 조사에 의하면 지난 1년 동안 훈련에 참여했다고 한 비정규직은 17.2%였던 것에 비해 정규직은 46.1%였다(김철희 외, 2012).

근로자 직업능력개발훈련, 재직자 대상 내일배움카드제 등 정부의 비정규직에 대한 직업훈련정책은 대체로 인적자본이론의 시각에 근거한 것으로 저숙련 근로자 혹은 비정규직 근로자가 더 많은 직업훈련의 기회를 가지면 숙련수준이 향상되고 이를 통해 고용안정성이 높고 임금 수준이 높은 직장

에 취업할 수 있을 것이라는 전제에서 시작하고 있다. 그러나 실제로 비정규직의 직업훈련 경험이 기대한 효과를 보이는지 대해서는 충분한 연구결과가 축적되지 않았다. 따라서 본 연구는 한국의 노동시장구조 하에서 비정규직 근로자들에 대한 직업훈련의 효과성에 대해서 평가하고 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

## 제2절 연구 설계

### 1. 데이터 및 분석 대상

비정규직 근로자에 대한 직업훈련의 효과성을 측정하기 위해 본 연구는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study, KLIPS) 자료를 활용하였다. 노동패널은 노동시장과 관련한 정책수립에 기여하고자 고용노동부의 지원을 받아 1998(1차)년부터 매년 한국노동연구원에서 수행되어 현재는 18차(2015년)에 이르고 있다. 본 연구는 4차~15차(귀속연도는 2001년~2012년) 조사 자료를 활용하였다<sup>54)</sup>. 노동패널의 원표본은 인구주택총조사의 표본 조사구에서 해당 지역 도시조사구의 비율을 기본으로 인구크기비례와 실업자 수의 상대오차, 지역 예산을 고려한 층화집락추출방식을 사용하여 추출되었다. 원표본가구 유지율은 12차 73.1%, 13차 72.1%이고, 12차 조사년도에 표본을 추가하여 당시 응답가구를 원표본으로 하는 통합표본이 만들어 졌다. 조사방식은 예외적인 경우를 제외하고 면접원이 질문하고 기록하는 방식인 면접타계식이다. 본 연구는 위 노동패널의 조사 대상 중 분석 기간 동안 한 번이라도 비정규직을 경험해 본 사람을 대상으로 분석을 위한 표본을 구성하였다.

### 2. 분석모형과 변수의 설정

#### 1) 종속변수

본 연구에서 활용한 종속 변수는 정규직<sup>55)</sup> 전환 여부와 임금 수준이다.

---

54) 노동패널조사 3차년도 자료에는 직업훈련에 대한 문항이 빠져있다.

55) 본 연구에서 비정규직은 임시직 근로자, 일용직 근로자 외에 근로계약이 정해져 있지만 고용이 불안정하거나 예상근로기간이 1년 이하라고 답한 경우(단기계약), 현재 일하고 있는 곳이 파견업체, 용역업체인 경우, 독립도급근로, 가내근로, 시간제근로를 포함한다. 이러한 정의는 한국노동연구원에서 발간한 '1~15차년도 조사자료 유저가이드'에 기초하고 있다. 단, 4차 년도는 이러한 대안적 근로형태에 대해서 조사하지 못하였으므로 임시직 근로자, 일용직 근로자와 근로계약이 정해져 있는 근로자만을 비정규직으로 정의하고 있다. 본 연구는 추가적으로 4차년도 자료를 포함하지 않은 분석을 시도하였지만 결과에

정규직 전환여부를 측정함에 있어 중요하게 설정해야 할 것 중 하나가 시점일 것이다. 이 연구에서는  $t$ 시점에 비정규직이었던 사람이  $t+1$ 시점에 정규직으로 전환된 경우를 사건이 일어났다고 보고 ‘1’로 측정했고, 비정규직으로 남아 있거나, 실업자 또는 비경제활동인구가 되거나 자영업자가 된 경우에는 ‘0’으로 측정하여 비정규직이 정규직으로 전환되는데 직업훈련이 어떤 영향을 미쳤는지 분석하고자 했다<sup>56)</sup>.

임금수준의 경우 기존 연구와 마찬가지로 월 임금수준에 로그를 취한 값으로 측정하였고, 성향점수매칭법(PSM)을 활용할 때에는 실험집단과 비교집단의 실제 임금수준 차이의 비교가 용이할 수 있도록 로그 값이 아닌 실제 월 임금수준 변수를 활용하였다.

## 2) 독립변수

주요 독립변수인 직업훈련 경험 여부는 해당 연도에 종료된 경우로 측정하였는데,<sup>57)</sup> 그 이유는 일반적으로 직업훈련의 효과는 직업훈련이 끝나고 난 뒤에 발생한다고 알려져 있기 때문이다(Weber, 2003; Forslund, 2004). 직업훈련의 종류는 서비스 공급자와 비용제공자의 성격을 중심으로 사업주단체, 공공직업훈련기관, 사설학원·민간직업전문학교 등 직업훈련법에 의한 직업훈련기관, 대학·복지관·구청·여성인력개발센터, 마지막으로 통신교육기관 및 기타기관으로 구분하였다. 비용제공자의 경우 회사, 정부, 개인, 기타로 구분하고 한 해에 두 번 이상 직업훈련에 참여했으나 비용 부담 주체가 달랐던 경우(혼합)도 따로 구분하였다.

아래 [표32]에서 확인 할 수 있듯이 비정규직은 주로 회사가 비용을 부담하고 사업주 단체에서 제공하는 직업훈련에 주로 참여하고 있음을 알 수

---

큰 차이가 없어서 관측치를 더 많이 확보하는 것이 더 적절하다고 생각하여 4차년도 조사 자료를 분석에 포함하였다.

56) 따라서  $t$ 기에 비정규직이었던 표본만이 전체 분석에 포함된다. 일반적으로는 직장 이동이 있었는지를 구분하지 않았고 분석 목적에 따라 직장 이동 여부가 중요한 변수가 될 경우에만 구분하였다.

57) 본 연구가 활용한 노동패널은 직업훈련을 받았던 경험을 ‘교양이나 평생학습 차원에서 받은 직장연수, 학원수강, 교양강좌, 인터넷 통신강좌 등을 제외’하고 있기 때문에 경제활동인구조사의 부가조사의보다 직업훈련 경험의 빈도가 낮게 측정되고 있다.

있었다<sup>58)</sup>. 그러나 정부가 비용을 부담하는 경우도 14.15%로 낮지 않았고, 공공직업훈련기관이나 사설학원, 복지관·구청·여성인력개발센터 등에서 제공하는 직업훈련 프로그램에도 적지 않게 참여하고 있었다.

표 32 비정규직 대상 직업훈련의 성격(비용부담 및 서비스제공 주체별)

비용부담주체	비중(%)	서비스제공주체	비중(%)
회사	73.54	사업주단체	62.19
정부	14.15	공공직업훈련기관	8.49
개인	9.85	사설학원및직업훈련법인	8.64
기타	1.08	대학, 복지관, 구청, 여성인력개발센터	13.89
혼합	1.38	통신교육기관및 기타	6.79
총 표본 수	650	총 표본수	648

다음으로 교육수준은 중졸이하, 고졸, 전문대, 일반대학 졸업 이상으로 구분하였고 자격증수와 경력연수도 인적자본을 나타내는 독립변수로 간주하여 분석에 포함하였다. 개인적 속성으로 나이, 성별, 결혼여부 변수를 분석 모형에 포함하였고, 선행연구에서 검토하였듯이 고용된 산업, 직종, 기업규모(종사자수 기준)와 같은 변수 또한 정규직 취업여부와 임금에 영향을 미칠 가능성이 높으므로 이를 통제변수로 모형에 추가하였다.

### 3. 분석 방법

본 연구는 비정규직 대상 직업훈련이 비정규직의 정규직 전환 그리고 임금 상승에 영향을 미치는지를 평가하기 위해 주로 로짓모형과 로그-로그 모형을 활용한 생존분석 방법을 활용하였다. 우리나라와 같이 고용형태를 중심으로 이중노동시장 국가에서는 비정규직으로 장기간 일할수록 정규직에 취업하기 어려울 것이기 때문이다(채창균·류지영·신동준, 2015).

58) 단, 회사가 부담하는 경우 고용보험의 사업주 지원 사업도 포함되어 있을 것으로 생각된다.

구체적으로 노동패널에서 근로자의 종사상의 지위는 월별이 아닌 연도별로 조사되고 있기 때문에 생존분석 방법 중에서도 이산시간위험분석(discrete-time hazard analysis)을 활용하였다. 데이터는 개인-시간(person-period) 형태의 패널자료로 구축되었다. 구체적으로 분석은 개체의 관찰되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)을 고려한 모형(pgmhaz 모형, hshaz 모형)과 그렇지 않은 모형(로짓, 로그-로그 모형)을 구분하였다. 한편, 임금은 연속형 변수이기 때문에 패널 고정효과 모형과 성향점수매칭법(PSM)을 활용하여 분석하였다.

### 제3절 분석 결과

#### 1. 기초통계

표본에 포함된 비정규직 관측치(15,282명) 중에서 직업훈련을 받은 경우는 651명(4.26%)로 이었다. 개인별로 보면 전체 5,521명의 비정규직 근로자 중에서 528명(9.6%)이 직업훈련을 받은 경험이 있었다. 교육수준별로는 중졸 이하인 경우가 37.54%, 고졸인 경우가 38.16%, 전문대졸인 경우가 12.44%, 일반대졸 이상인 경우가 11.87%를 차지하였다. 여성은 49.44%로 남성과 여성의 비율이 거의 같았고, 기혼자의 비율은 64.36%로 미혼자 보다 약간 많았다(아래 [표33] 참조).

비정규직 표본에서 건설제조업 종사자는 31.73%였고, 농업 및 광공업 2.16%, 도소매업 14.13%, 금융부동산서비스업 27.13%, 공공서비스업 10.97%, 음식숙박수리업 종사자는 13.87%였다. 직종별로는 전문직 종사자(입법가, 관리자, 법률가, 이후 전문직 종사자로 통칭)가 0.41%, 전문가 및 준전문가가 13.30%, 사무직 종사자가 8.49%, 대인서비스 및 판매직종사자 21.43%, 농림어업숙련종사자 1.52%, 기능 및 조작원이 27.40%, 단순노무직종사자가 27.44%를 차지하였다. 표본에 포함된 비정규직이 근로하고 있는 기업의 평균 종사자수는 223명이었고, 비정규직의 평균 나이는 44.2세, 경력연수는 3.7년, 평균 자격증수는 0.11개였다.

표 33 분석 대상 비정규직의 특성(기초통계량)

	비정규직 표본 총 관측치=15,282명			
나이	평균	s.d.	min	max
	44.2	13.7	16	85
평균경력연수	평균	s.d.	min	max
	3.7	5.7	0	47
평균자격증수	평균	s.d.	min	max
	0.11	.38	0	5
기업규모 (종사자 수)	평균	s.d.	min	max
	223.1	1089	1	5만
고용상 지위(t+1)	비경제,실업자		15.91%	
	정규직		18.88%	
	비정규직		61.99%	
	자영업자		3.21%	
교육수준	중졸이하		37.54%	
	고졸		38.16%	
	전문대졸		12.44%	
	일반대졸이상		11.87%	
여성 비중	49.44%			
기혼자 비중	64.36%			
산업	건설제조업 종사자		31.73%	
	농업 및 광공업		2.16%	
	도소매업		14.13%	
	금융부동산서비스업		27.13%	
	공공서비스업		10.97%	
	음식숙박수리업		13.87%	
직종	전문직(법률, 입법, 관리자)		0.41%	
	전문가 및 준전문가		13.30%	
	사무직종사자		8.49%	
	대인서비스 및 판매직종사자		21.43%	
	농림어업숙련종사자		1.52%	
	기능 및 조직원		27.40%	
	단순노무직종사자		27.44%	

정규직과 비정규직을 모두 포함한 표본에서 직업훈련에 참여할 확률은 중졸이하에 비해 고졸이 1.22배, 전문대졸의 경우 1.49배, 대졸의 경우 1.47배 더 높았고, 남성이 여성에 비해 1.16배 직업훈련에 참여할 확률이 높았다. 공공서비스업 종사자가 건설제조업 종사자 보다 직업훈련에 참여할

확률이 높았고, 전문직 종사자와 다른 직종 간 직업훈련 참여 확률에 차이는 없었지만, 농림어업 분야 숙련종사자의 참여 확률이 다른 직종보다 낮았다. 비정규직이 정규직에 비해 직업훈련에 참여할 확률이 0.79배 낮았다<sup>59)</sup>. 마지막으로 소속 기업의 기업규모가 커질수록(종사자수 기준) 직업훈련에 참여할 확률이 높았다(아래[표34] 참조).

---

59) 분석 대상에 포함된 정규직(3,656명) 중 9.79%가 직업훈련에 참여했고, 비정규직(17,330명)은 4.13%였다.

표 34 직업훈련 경험에 영향을 미치는 요인

종속변수=직업훈련을 받을 확률	로짓 모형		
	coef	se	odds ratio
자격증수	0.367***	0.032	1.44
고졸(기준=중졸이하)	0.197**	0.077	1.22
전문대졸(기준=중졸이하)	0.402***	0.087	1.49
대졸(기준=중졸이하)	0.385***	0.088	1.47
남성(기준=여성)	0.147***	0.045	1.16
나이	0.009	0.015	1.01
나이^2	-0.000	0.000	1.00
기혼(기준=미혼)	0.395***	0.052	1.48
농업및광공업(기준=건설제조업)	-0.442	0.363	0.64
도소매업(기준=건설제조업)	-0.011	0.070	0.99
금융부동산서비스업(기준=건설제조업)	-0.052	0.048	0.95
공공서비스업(기준=건설제조업)	0.322***	0.064	1.38
음식숙박업(기준=건설제조업)	0.024	0.103	1.02
전문가 및 준전문가(기준=전문직종사자)	0.006	0.151	1.01
사무직종사자	-0.137	0.153	0.87
서비스판매직종사자	0.077	0.161	1.08
기능 및 조직원	0.119	0.404	1.13
단순노무근로자	-0.093	0.153	0.91
농림어업숙련종사자	-0.506***	0.176	0.60
비정규직(기준: 정규직)	-0.230***	0.051	0.79
log(기업규모: 종사자수)	0.368***	0.010	1.44
상수	-4.750***	0.325	0.01
연도더미	0		
N	45,474		
log-likelihood	-10799.99		
Pseudo R^2	0.12		

(주) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

다음 [표35]에서 비정규직으로 직업훈련을 받은 사람 중에서 정규직으로 전환된 사람의 비중을 확인할 수 있는데, 비정규직으로 직업훈련 받은 사람 중에서 약 38.23%(229명)가 정규직 전환을 경험하였고, 받지 않은 사람 중에서는 17.96%(2,251명)가 정규직 전환을 경험하였다. 이를 통해 비정규직 중에서 직업훈련을 받은 경우 정규직 전환 확률이 높아진다는 사실을 알 수 있다.



표 35 직업훈련 경험에 따른 정규직 전환여부(기초통계량)

	직업훈련 받지 않은 비정규직 (총 12,536명)		직업훈련 받은 비정규직 (총 599명)	
정규직 미전환자	10,285명	82.04%	370명 (신규직원 36명)	61.77%
정규직 전환자	2,251명	17.96 %	229명 (신규직원: 24명)	38.23%

(주) 정규직 미전환자는 비정규직을 유지하거나 비경제 또는 실업상황에 놓이거나 자영업으로 전환한 사람이다.

마지막으로 다음 [표36]는 비정규직으로 근무한 기간별로 비정규직에 남아 있을 가능성을 보여주는 생존표(life table)이다. 비정규직으로 일한 다음해에 정규직으로 전환될 확률은 8,591명 중 약 20%(중도절단 사례 제외), 2년 후에 정규직으로 전환될 확률은 4,699명 중 16%, 3년 후에는 2,984명 중 6%로 비정규직으로 일하는 기간이 길면 길수록 정규직으로 전환될 확률이 낮아짐을 알 수 있다.

표 36 비정규직 근무기간별 생존율(생존표)

기간		관측치(x)	정규직 전환자(y)	중도절단 사례(c)	생존율 (s)	std. error	95% conf. Interval	
1	2	13,135	1,692	4,544	0.84	0.00	0.84	0.85
2	3	6,899	433	2,200	0.78	0.00	0.77	0.79
3	4	4,266	177	1,282	0.74	0.01	0.73	0.75
4	5	2,807	71	816	0.72	0.01	0.71	0.73
5	6	1,920	50	565	0.70	0.01	0.69	0.71
6	7	1,305	28	406	0.68	0.01	0.67	0.69
7	8	871	15	294	0.67	0.01	0.65	0.68
8	9	562	5	210	0.66	0.01	0.64	0.68
9	10	347	7	148	0.64	0.01	0.62	0.66
10	11	192	0	117	0.64	0.01	0.62	0.66
11	12	75	2	73	0.61	0.02	0.56	0.66

(주) 생존률(s)는 1-사망률(d)로 구해진다. 사망률(d)은 다음과 같은 산식에 의해서 구해진다.

---


$$\text{사망률}(d) = \frac{y}{x - c/2}$$

(주2) 중도절단사례는 정규직으로 전환되지 않았지만 다음 기에 등장하지 않은 사례를 의미한다. 관측치 자체가 결측이 되는 경우거나 아니면 정규직 전환이 되지 못한 상태로 분석 기간이 종료된 경우를 의미한다.

## 2. 직업훈련이 정규직 취업에 미치는 효과에 대한 분석

분석모형에 따라 연구결과가 일치하는지를 보여주기 위해 로짓모형과 로그-로그모형으로 분석한 결과를 모두 다음 [표37]에 담았다. 그러나 위의 분석 방법에서 밝혔듯이 비정규직이 정규직으로 취업한 사례가 적지 않아 로그-로그 모형 보다는 로짓모형 분석 결과를 중심으로 분석 결과를 해석하고자 한다.<sup>60)</sup> 분석 결과, 전기 직업훈련은 이번 기 정규직 취업확률을 1.46배 높이는 것으로 나타났다. 인적자본 변수 중에서 자격증 수는 정규직 전환에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했다. 교육수준으로 볼 때 중졸 이하 보다는 고졸(1.48배), 전문대졸(1.69배), 일반대졸이상(1.57배)이 정규직 전환 확률이 높았다.

---

60) 이때 베이스라인 위험함수의 형태로 지속기간에 로그를 씌운 형태(로그-시간 함수) 혹은 시간 더미를 활용하는 부분상수(piecewise-constant), 2·3차 함수가 쓰이지만, 여기서는 주로 활용되는 로그-시간과 부분 상수 함수 중에서 로그 시간 함수의 결정계수( $R^2$ )가 0.128로 더 높아서 로그-시간 함수를 베이스라인 위험 함수로 정의하였다.

표 37 직업훈련이 정규직 전환에 미치는 효과

종속변수=정규직취 업여부(t+1)	로짓모형			로그-로그모형			패널 로짓모형		
	coef	se	HR	coef	se	HR	coef	se	HR
직업훈련여부(t)	0.376***	0.108	1.46	0.282***	0.082	1.33	0.384***	0.116	1.47
자격증수	0.095	0.067	1.10	0.079	0.054	1.08	0.113	0.074	1.12
고졸(기준=중졸이하)	0.392***	0.077	1.48	0.359***	0.068	1.43	0.425***	0.085	1.53
전문대졸(기준=중졸 이하)	0.524***	0.105	1.69	0.459***	0.089	1.58	0.568***	0.115	1.76
대졸(기준=중졸이하)	0.452***	0.108	1.57	0.392***	0.091	1.48	0.507***	0.120	1.66
경력연수	0.046***	0.005	1.05	0.039***	0.004	1.04	0.050***	0.006	1.05
남성(기준=여성)	0.511***	0.060	1.67	0.438***	0.051	1.55	0.546***	0.067	1.73
나이	0.071***	0.015	1.07	0.063***	0.013	1.07	0.078***	0.017	1.08
나이^2	-0.001***	0.000	1.00	-0.001***	0.000	1.00	-0.001***	0.000	1.00
기혼(기준=미혼)	-0.121*	0.068	0.89	-0.087	0.057	0.92	-0.129*	0.074	0.88
농업및광공업(기준= 건설제조업)	0.005	0.429	1.00	-0.023	0.386	0.98	0.030	0.450	1.03
도소매업(기준=건설 제조업)	0.037	0.091	1.04	0.014	0.076	1.01	0.047	0.097	1.05
금융부동산서비스업 (기준=건설제조업)	0.008	0.082	1.01	-0.019	0.068	0.98	0.019	0.088	1.02
공공서비스업 (기준=건설제조업)	0.068	0.109	1.07	0.039	0.089	1.04	0.077	0.117	1.08
음식숙박업 (기준=건설제조업)	-0.076	0.106	0.93	-0.105	0.091	0.90	-0.079	0.114	0.92
전문가 및 준전문가 (기준=전문직종사자)	-0.291	0.338	0.75	-0.199	0.240	0.82	-0.306	0.364	0.74
사무직종사자 (기준=전문직종사자)	-0.354	0.341	0.70	-0.248	0.243	0.78	-0.365	0.367	0.69
서비스판매직종사자 (기준=전문직종사자)	-0.614*	0.339	0.54	-0.460*	0.243	0.63	-0.651*	0.365	0.52
기능 및 조직원 (기준=전문직종사자)	-1.690***	0.603	0.18	-1.432***	0.515	0.24	-1.845***	0.641	0.16
단순노무근로자 (기준=전문직종사자)	-0.710**	0.335	0.49	-0.538**	0.239	0.58	-0.756**	0.361	0.47
농림어업숙련종사자 (기준=전문직종사자)	-0.816**	0.338	0.44	-0.653***	0.243	0.52	-0.868**	0.364	0.42
log(기업규모: 종사 자수)	0.060***	0.013	1.06	0.046***	0.011	1.05	0.062***	0.014	1.06
log(비정규직지속기 간)	-0.920***	0.052	0.40	-0.808***	0.046	0.45	-0.832***	0.064	0.44
상수항	-3.015***	0.481		-2.992***	0.380		-3.245***	0.525	
연도더미	O			O			O		
N	9870			9870			9870(그룹 4303)		
log-likelihood	-4492.75			-4483.68			-4488.5855		
Pseudo R^2	0.13			0.13			0.00		

(주) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

인적 속성 중 성별 측면에서 남성은 여성에 비해 1.67배 정도 정규직 전환 확률이 높았고, 36.8세 까지는 정규직 전환 확률이 높아지다가 그 이

후에서는 큰 차이가 없거나 오히려 정규직 전환 확률이 낮아지는 것으로 나타나고 있다.

소속기업 및 직종 측면에서는 t기에 종사자수 기준으로 기업 규모가 큰 회사에서 근무했을수록 정규직 취업 확률이 높았다. 산업 간 차이는 없었고, 직종 간의 차이는 있었는데 전문가 및 준전문가, 사무직 종사자를 제외하고는 대부분의 직종에서 전문직 종사자(법률가, 관리자, 입법가 등)보다 정규직 취업확률이 현저히 낮았고, 특히 기능 및 조작원의 정규직 전환 확률이 낮았다. 한편, 예상한 것처럼 비정규직으로 일한 기간이 길면 길수록 정규직이 될 확률은 낮아지는 것으로 나타나고 있다.

직업훈련의 정규직 전환에 대한 효과가 나타난 것은 분석 방법과 데이터, 통제변수는 다르지만 강순희·안준기(2013) 및 이상준 외(2011)와 비슷한 결과라고 할 수 있다<sup>61)</sup>. 패널데이터를 가정하고 생존분석(패널 로짓모형)을 실시한 결과도 표준오차와 계수값의 크기에 어느 정도 차이는 있지만 일반 로짓모형의 결과와 유의미성, 계수값의 부호에 큰 차이를 보이지 않았다.

다음으로 패널 로짓모형을 통해 모형에 포함되지 않은 개인의 이질성(unobserved heterogeneity)이 존재한다는 사실을 확인하였고, 따라서 이를 고려한 분석을 추가적으로 실시하였다<sup>62)</sup>. 그 결과 이질성을 가정하였을 때에도 직업훈련이 정규직 전환 여부에 여전히 정(+)의 방향으로 영향을 주었지만, 로짓모형과는 달리 통계적 유의미성은 없어지는 것으로 나타났다. 다른 변수의 부호와 통계적 유의미성은 같았다(아래[표38])참조). 이렇게 개체별 이질성을 통제하는 경우 직업훈련의 효과 크기가 대체로 줄어들고 통계적 유의미성이 없어졌다는 것은 이질성을 고려하지 않았던 모형에서 본 연구에 포함되지 않은 개인의 특성(능력, 노력, 성취욕 등)이 직업훈련의 효과로 함께 측정되었고 따라서 이질성을 고려하지 않는 경우 직

---

61) 두 연구 모두 통계청 경제활동인구조사 ‘근로형태별 부가조사’를 활용했다. 강순희·안준기(2013)는 로짓모형 분석 결과와 매칭데이터로 정규직 전환 비율에 대한 평균처리효과(ATT) 추정 결과를 통해 정규직 전환효과가 주로 기간제 근로에서 나타남을 보였고, 이상준 외(2011)는 로짓모형으로 분석한 결과 정규직 전환효과는 없다고 하였다.

62) 감마분포를 가정한 pgmhaz모형과 임의의 이산적 분포를 따른다고 가정한 hshaz모형을 도입하였다.

업훈련의 효과가 과대추정 되었다는 것을 의미한다.

표 38 직업훈련이 정규직 전환에 미치는 효과(이질성 가정)

종속변수=기간내정 규직전환여부	No heterogeneity (로그-로그 모형)			Gamma heterogeneity (pgmhaz모형)			Discrete heterogeneity (hshaz모형)		
	coef	se	HR	coef	se	HR	coef	se	HR
전기직업훈련여부	0.282***	0.082	1.33	0.132	0.097	1.14	0.112	0.096	1.12
자격증수	0.079	0.054	1.08	0.034	0.061	1.03	0.059	0.059	1.06
고졸(기준=중졸이하)	0.359***	0.068	1.43	0.442***	0.081	1.56	0.444***	0.079	1.56
전문대졸(기준=중졸이하)	0.459***	0.089	1.58	0.566***	0.103	1.76	0.598***	0.101	1.82
대졸(기준=중졸이하)	0.392***	0.091	1.48	0.527***	0.106	1.69	0.520***	0.104	1.68
경력연수	0.039***	0.004	1.04	0.037***	0.005	1.04	0.034***	0.005	1.03
남성(기준=여성)	0.438***	0.051	1.55	0.438***	0.058	1.55	0.445***	0.057	1.56
나이	0.063***	0.013	1.07	0.027*	0.014	1.03	0.058***	0.015	1.06
나이^2	-0.001***	0.000	1.00	-0.001***	0.000	1.00	-0.001***	0.000	1.00
기혼(기준=미혼)	-0.087	0.057	0.92	-0.019	0.066	0.98	-0.077	0.064	0.93
농업및광공업(기준=건설제조업)	-0.023	0.386	0.98	-0.195	0.475	0.82	-0.204	0.471	0.82
도소매업(기준=건설제조업)	0.014	0.076	1.01	-0.071	0.086	0.93	-0.051	0.084	0.95
금융부동산서비스업(기준=건설제조업)	-0.019	0.068	0.98	-0.124	0.077	0.88	-0.121	0.076	0.89
공공서비스업(기준=건설제조업)	0.039	0.089	1.04	-0.009	0.100	0.99	0.045	0.097	1.05
음식숙박업(기준=건설제조업)	-0.105	0.091	0.90	-0.185*	0.107	0.83	-0.137	0.103	0.87
전문가 및 준전문가(기준=전문직종사자)	-0.199	0.240	0.82	-0.313	0.263	0.73	-0.280	0.262	0.76
사무직종사자(기준=전문직종사자)	-0.248	0.243	0.78	-0.306	0.266	0.74	-0.253	0.265	0.78
서비스판매직종사자(기준=전문직종사자)	-0.460*	0.243	0.63	-0.641**	0.267	0.53	-0.592**	0.265	0.55
기능 및 조직원(기준=전문직종사자)	-1.432***	0.515	0.24	-1.258**	0.585	0.28	-1.216**	0.580	0.30
단순노무근로자(기준=전문직종사자)	-0.538**	0.239	0.58	-0.715***	0.263	0.49	-0.676***	0.261	0.51
농림어업숙련종사자(기준=전문직종사자)	-0.653***	0.243	0.52	-0.876***	0.267	0.42	-0.806***	0.266	0.45
log(기업규모: 종사자수 기준)	0.046***	0.011	1.05	0.036***	0.012	1.04	0.037***	0.012	1.04
log(비정규직지속기간)	-0.808***	0.046	0.45	-0.466***	0.049	0.63	-0.486***	0.048	0.61
상수항	-2.992***	0.380		-2.399***	0.396		-3.033***	0.467	
연도더미	0			0			0		
N	9870			9870			9870		
log-likelihood	-4483.6807			-3901.78			-4022.69		
AIC=-2log(L)+2K	9035.36			7873.57			8117.38		
BIC=-2log(L)+Klog(N)	9103.17			7939.37			8189.18		

(주1) pgmhaz 모형과 hshaz 모형 둘 다 로그-로그 함수를 연결 함수로 활용하기 때문

---

에 이질성을 고려하지 않은 모형의 경우 로짓 모형이 아닌 로그-로그 모형의 분석 결과를 보여주고 있다.

(주2) hshaz 모형에서 최대우도비 추정을 위한 반복 횟수가 100번 이상 되어 25번으로 제한하였다. 따라서 hashaz 모형의 우도비(log-likelihood)가 hshaz 모형보다 더 낮을 수도 있어서 두 모형의 설명력을 비교하기가 어렵다고 할 수 있다.

(주3) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

관련하여 분석 결과를 보고하지는 않았지만 전기 직업훈련이 현재 고용 형태와 직장이전 여부에 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위해 다항로짓분석을 실시하였는데, 그 결과 직업훈련을 받았을 경우 기존 직장에서 정규직으로 전환될 확률은 기존 직장에서 비정규직으로 남아 있을 확률보다 1.38배 높았고, 정규직 혹은 비정규직으로 신규직원이 될 가능성은 통계적으로 차이가 없었다([부록7] 참조). 즉, 비정규직 근로자가 직업훈련을 받았을 경우 기존 회사에 비정규직으로 남거나 새로운 회사에 취업하기 보다는 기존 회사에서 정규직으로 전환될 가능성이 높다는 것이다.<sup>63)</sup> 이러한 분석 결과와 이질성(heterogeneity)을 가정한 모형의 결과를 함께 고려한다면, 기업이 직업훈련 받을 사람을 선택할 때 정규직으로 채용될 가능성이 높은 사람을 대상으로 직업훈련을 실시했을 가능성이 있고, 직업훈련을 받은 비정규직 근로자도 정규직 전환에 대한 기대가 높아서 이직을 하지 않았을 수도 있다. 그렇다면 로짓모형의 결과에 따라 비정규직에 대한 직업훈련이 정규직 전환에 도움이 된다고 분석하기보다 이질성을 고려한 모형이 직업훈련의 진정한 효과를 보여주고 있다고 결론을 내려야할 것으로 보인다.

종합하면 본 연구에서 로짓모형을 활용한 이산시간위험분석(discrete-time hazard analysis)의 결과는 직업훈련이 정규직 전환에 효과가 있다는 가설을 지지하였으나 집단별 이질성을 가정한 모형에서는 이를 기각하였다. 이는 모형에서 포함되지 않은 집단별 이질성이 분석 결과에 영향을 주었다는 것을 의미한다. 자격증 수, 교육수준, 경력 등 인적자본을 대표하는 변수와 성별, 나이, 결혼 여부 등 개인의 속성 외에 고려할 수

---

63) 이러한 결과를 통해 우리는 로짓모형의 정규직 전환 효과가 기존 직장에서 정규직 전환 가능성이 높은 기간제, 계약제 근로자 등 한시적 근로자들에게서 주로 나타났을 것이라고 예상할 수 있다.

있는 관찰되지 못한 이질성에는 어떤 것이 있을까? 본 연구가 주로 고용주가 비용을 제공하는 직업훈련 자료를 활용했음을 고려하면 고용주가 직업훈련을 받을 사람을 선택할 때 분석모형에 포함되지 않은 어떤 특성(조직에서의 성과, 사교성, 친밀도 등)을 고려하여 정규직 전환 가능성이 높은 직원을 선택했을 수 있는데 이 같은 고용주의 선택이 분석 결과에 영향을 미쳤을 가능성이 높아 보인다.

### 3. 직업훈련이 임금수준에 미치는 효과에 대한 분석

다음으로 직업훈련을 받은 비정규직 근로자가 직업훈련을 받지 않은 근로자에 비해 임금 상승을 경험했는지를 알아보고자 한다. 다음 [표39]에서 볼 수 있듯이 고정효과 모형의 분석 결과를 보면 전기 직업훈련 경험은 현재 월급 수준에 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 월 임금 수준에 영향을 미치는 변수는 교육수준(전문대졸과 일반대졸 이상의 경우), 경력연수, 직종, 비정규직 근로기간, 종사자 수로 측정한 기업 규모 정도였다.<sup>64)</sup>

관련하여 우리나라의 노동시장 구조가 고용형태(정규직-비정규직)으로 구분되어 있기 때문에 비정규직의 경우 정규직 전환 변수가 월급 수준에 유의미하게 영향을 미칠 것이라 예상하고 정규직 전환여부를 분석모형에 포함해 보았다(아래 [표39]의 고정효과 모형2). 그 결과 전기 직업훈련 여부는 여전히 임금에 영향을 미치지 못했고, 정규직 전환은 월급에 긍정적인 영향을 미쳤는데 그 수준은 9.4%정도였다.

표 39 직업훈련이 월 임금 수준에 미치는 효과(고정효과 모형)

종속변수=log(월 임금)	고정효과 모형1 (정규직전환변수 미포함모형)		고정효과 모형2 (정규직전환 변수 포함모형)	
	coef	se	coef	se
정규직전환(기준=비정규직 유지)			0.094***	0.012

64) 임의효과 모형의 결과는 전기 직업훈련이 현재 임금수준에 긍정적인 영향(5.2%)을 주는 것으로 나타나지만 측정되지 않은 개인의 특성이 오차항에 포함되어 있다고 보는 것이 타당할 것이므로 고정효과 모형의 분석 결과를 본문에 제시하였다. 하우스만 검정결과 ( $\chi^2(32)=251.15$ ,  $p\text{-value}=0.00$ )도 이를 지지하였다.

전기직업훈련여부	0.016	0.022	0.015	0.022
자격증수	-0.058*	0.033	-0.057*	0.032
고졸(기준=중졸이하)	0.051	0.069	0.051	0.069
전문대졸(기준=중졸이하)	0.232**	0.098	0.214**	0.098
대졸(기준=중졸이하)	0.565***	0.116	0.530***	0.115
경력연수	0.004**	0.002	0.005***	0.002
남성(기준=여성)	0.223	0.332	0.136	0.331
나이	0.053	0.056	0.054	0.056
나이^2	-0.001**	0.000	-0.001***	0.000
기혼(기준=미혼)	-0.011	0.028	-0.008	0.028
농업및광공업(기준=건설제조업)	0.019	0.075	0.016	0.074
도소매업(기준=건설제조업)	-0.044**	0.017	-0.042**	0.017
금융부동산서비스업 (기준=건설제조업)	-0.012	0.021	-0.012	0.021
공공서비스업(기준=건설제조업)	-0.031	0.031	-0.034	0.031
음식숙박업(기준=건설제조업)	0.044	0.028	0.045	0.028
전문가 및 준전문가 (기준=전문직종사자)	-0.239*	0.131	-0.234*	0.130
사무직종사자(기준=전문직종사자)	-0.253*	0.132	-0.244*	0.131
서비스판매직종사자 (기준=전문직종사자)	-0.369**	0.131	-0.347***	0.130
기능 및 조직원 (기준=전문직종사자)	-0.593**	0.155	-0.551***	0.154
단순노무근로자 (기준=전문직종사자)	-0.322**	0.129	-0.307**	0.129
농림어업숙련종사자 (기준=전문직종사자)	-0.354**	0.130	-0.327**	0.129
log(기업규모: 종사자수)	0.021***	0.003	0.022***	0.003
log(비정규직 지속기간)	0.038***	0.014	0.010	0.014
상수	3.947*	2.188	3.844*	2.175
연도더미	O		O	
no. of obs.	8,162		8162	
no. of Groups	3,522		3522	
rho	0.83		0.81	
R^2(within)	0.20		0.21	
R^2(between)	0.24		0.25	
R^2(overall)	0.22		0.23	

(주1) 고정효과 모형1의 하우스만 검정치는  $\chi^2(32)=251.15(p\text{-value}=0.00)$ 이었고, 고

정효과 모형2의 하우스만 검정치는  $\chi^2(33)=301.18(p\text{-value}=0.00)$ 이었다.

(주2) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

다른 연구방법을 활용해도 같은 결과가 나오는지 보기 위해 성향점수매



칭(PSM) 방식을 활용하여 비정규직에 대한 직업훈련의 효과를 분석하였다. 매칭을 위해서 위의 고정효과 모형과 같이 직업훈련에 참여할 확률에 영향을 미치는 변수로 자격증 수, 교육수준, 경력, 성별, 나이, 산업, 직종, 기업 규모 변수를 통제하였다. 이때 직업훈련이 정규직 전환을 통해 임금 수준을 높이는지 아니면 직업훈련 자체가 인적 자본 투자에 대한 신호로 작용하여 임금 수준을 높이는지를 알아보기 위해 정규직으로 전환된 표본과 비정규직을 유지한 표본을 나누어서 추가적인 분석을 실시하였다.

성향점수매칭법(PSM)으로 월 임금 수준의 변화에 차이가 있는지<sup>65)</sup>를 분석한 결과 전체 표본에서 직업훈련을 받은 사람들은 평균 18만 원 정도의 임금인상을 경험한 반면, 직업훈련을 받지 못한 사람은 16만 원 정도의 임금인상을 경험했다. 두 집단 간 임금인상액의 차이는 2만 원 정도였지만 그 차이가 통계적으로 유의미하지는 않았다. 비정규직 유지한 사람들의 표본에서도 직업훈련을 경험한 사람들의 임금 인상액이 14.2만원으로 그렇지 못한 사람 보다 5.3만 원 정도 높았지만 그 차이가 통계적으로 유의미하지는 않았다(아래 [표40] 참조). 마지막으로 정규직으로 전환된 사람들 중에서는 오히려 직업훈련을 받지 않았던 집단의 평균 임금 인상액이 25.8만원으로 직업훈련을 받은 사람들 22.7만원 보다 3만 원 정도 높았지만 이 차이도 통계적으로 유의미하지 않았다<sup>66)</sup>. 종합적으로 볼 때 비정규직의 경우 직업훈련이 임금 인상에 기여를 한다는 증거를 발견하지 못했으며 이는 고정효과 모형의 분석 결과와 일치하는 결과이다.

65) 성향점수매칭(PSM) 방식을 활용하여 직업훈련 참여 후 집단 간 월급 수준의 자체의 차이를 비교해 보면 직업훈련 참여집단의 평균 월급은 약 178만 원이고 직업훈련에 참여하지 않은 집단은 약 160만 원으로 직업훈련 참여집단의 월급이 약 18만 원 정도 더 높고 두 집단 간 차이가 유의미( $t\text{-stat}=2.18$ )하다. 그러나 훈련 참여 당시에 직업훈련 참여자들의 평균 월급 수준이 더 높기 때문에 훈련 이후 평균 월급의 비교는 무의미하다고 할 수 있을 것이다. 따라서 본 연구는 월 임금차이(임금상승액)를 종속변수로 하고 있다.

66) 이상준 외(2011)는 비정규직 대상 직업훈련의 임금효과가 없는 이유를 훈련을 받지 않는 비정규직의 임금 수준이 애초에 높았고 직업훈련이 두 집단의 임금차이를 극복만큼 효과를 주지 않았기 때문이라고 밝히고 있다. 그러나 본 연구에서는 오히려 직업훈련에 참여한 비정규직의 평균 임금 수준이 높았다.

표 40 직업훈련이 비정규직의 임금 상승에 미치는 효과(PSM)

전체	일반 매칭 on support(실험집단: 405명, 비교집단: 406명, 잠재적 비교집단: 7,505명) * 실험집단=직업훈련 받은 비정규직, 비교집단=직업훈련을 받지 않은 비정규직					
	월임금 상승액	Treated	Controls	Differenc e	S.E.	T-stat
	unmatched	18.18	11.2	7.0	2.5	2.77
	ATT	17.91	16.0	1.9	4.3	0.44
비정 규직 유지	일반 매칭 on support(실험집단: 216명, 비교집단: 216명, 잠재적 비교집단 5,576명) * 실험집단=직업훈련 받은 비정규직, 비교집단=직업훈련을 받지 않은 비정규직					
	월임금 상승액	Treated	Controls	Differenc e	S.E.	T-stat
	unmatched	14.2	6.9	7.3	3.3	2.21
	ATT	14.2	8.9	5.3	5.23	1.01
정규 직 전환	일반매칭 on support(실험집단: 190명, 비교집단: 168명, 잠재적 비교집단: 1918명)					
	월임금 상승액	Treated	Controls	Differenc e	S.E.	T-stat
	unmatched	22.7	23.5	-0.8	4.1	-0.19
	ATT	22.7	25.8	-3.0	6.8	-0.44

(주1) 매칭데이터의 균형성 분석(prtest)결과 각 변수별로 실험집단과 비교집단의 동질성이 어느 정도 확보되었다고 할 수 있다([부록8.9.10] 참조).

(주2) 칼리퍼 매칭 방식을 활용하여도 분석 결과는 크게 다르지 않아 최근거리 매칭 결과만 보고하였다.

## 제4절 결론 및 정책적 함의

본 장에서는 비정규직에 대한 직업훈련이 정규직 전환과 임금 수준 상승에 영향을 미치는지를 분석해 보았다. 이산시간위험분석(discrete-time hazard analysis)의 결과는 직업훈련이 비정규직의 정규직 전환에 긍정적인 영향을 미치고 있다는 가설을 지지하고 있었다. 이렇게 정규직 전환에

효과가 있었던 집단은 대체로 새로운 직장에서 정규직이 되기보다는 기존 직장에서 정규직 전환을 겪은 비정규직 근로자였다. 그러나 관찰되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)을 고려하였을 때는 직업훈련이 정규직 전환에 통계적으로 유의미한 결과를 미치지 못했다.

이러한 분석 결과에 대해 본 연구는 직업훈련 경험이 고용주에게 긍정적인 신호로 작용하기 보다는 고용주가 모형에 포함되지 않은 어떤 기준에 의해 정규직 전환을 고려하고 있는 비정규직에게 직업훈련의 기회를 제공했다는 것을 의미한다고 해석하였다. 관련 연구(Booth et al., 2000)는 기업이 채용과정에서 노동자의 생산성을 완전히 파악할 수 없기 때문에 일단 채용한 이후에 기업에 필요한 능력을 가졌는지 혹은 소속 조직에 잘 적응할 수 있는지를 검증한 후에 정규직으로 전환하는 경향이 있다고 분석하고 있다. 따라서 로짓분석과 이질성(heterogeneity)을 고려한 분석에서 정규직 전환 효과에 차이가 난 이유는 본 연구의 분석모형에 포함되지 않은 변수(조직에서의 성과, 조직 내에서의 사교성, 친밀도 등)와 관련한 개인의 특성이 직업훈련을 받을 가능성을 높였고, 이를 통해 직업훈련의 정규직 전환 효과에 영향을 미쳤기 때문으로 볼 수 있을 것이다.

본 연구는 또한 직업훈련을 받은 비정규직 근로자가 임금 상승을 경험했는지를 분석해 보았다. 먼저 종속변수를 로그 월 임금 수준으로 하여 패널 고정효과 모형을 통해 직업훈련의 효과를 분석한 결과, 직업훈련이 비정규직의 임금 상승에 긍정적인 영향을 미치지 못했다. 성향점수매칭법(PSM)을 활용한 경우에도 정규직 전환 여부에 관계없이 직업훈련이 임금 상승에 영향을 주지 못하고 있었다. 다만, 직업훈련 경험에 관계없이 정규직으로 전환된 경우 약 9.4%의 임금 상승을 기대할 수 있었다.

위와 같은 분석 결과는 4장에서 예측하였듯이 비정규직을 대상으로 한 직업훈련이 비정규직의 정규직 전환과 임금 상승에 영향을 주지 못할 것이라는 가설을 지지하고 있다. 특히, 개인의 이질성을 통제한 모형에서 직업훈련이 정규직 전환에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 못했다는 사실에서 우리나라에서 비정규직에 대한 직업훈련이 인적자본에 대한 투자와 그로 인한 생산성 향상을 통해 정규직 전환에 영향을 미쳤다고 볼 수 없었다.

본 연구의 결과는 인적자본론 또는 일반적인 신호-선별이론의 예측과 달

리 한국에서 비정규직에 대한 직업훈련은 노동시장에서 생산성 향상에 대한 신호로 여겨지고 있지 않다는 것을 보여주고 있다. 이미 노동시장에 진입한 비정규직 근로자들에게 자격증과 직업훈련과 같은 인적투자가 정규직 취업이나 임금 상승에 영향을 미치지 못한다는 것은 이들이 활용할 수 있는 제한적인 수단을 통해서는 현재의 상황에서 벗어나기 힘들다는 것을 의미하므로, 우리나라의 직업훈련제도가 비정규직에게 불평등한 구조로 운영되고 있다고 할 수 있다. 비정규직들 사이에서 직업훈련이 노동시장의 성과에 영향을 미치지 못한다는 경험이 그동안 축적되었다면 비정규직 스스로 인적 자원에 투자할 유인은 낮을 수밖에 없을 것이다.

우리나라에서 비정규직을 대상으로 한 직업훈련이 고용안정성과 임금에 영향을 미치지 못했던 원인은 무엇일까? 청년에 대한 직업훈련과 마찬가지로 비정규직 근로자에 대한 직업훈련도 1인당 투자 수준이 매우 낮기 때문일 수 있다. 4장에서 확인하였듯이 한국의 경우 공공과 민간의 직업훈련에 대한 투자 수준은 낮은 편이다. 실제로 2012년 기준으로 내일배움카드제의 1인당 투자 수준은 1년에 약 30만원 수준이고 사업주 지원 직업능력개발사업의 1인당 투자 수준은 약 10만원, 중소기업 직무능력개발사업의 경우 약 24만원으로 재직근로자 1인당 직업훈련에 대한 공공투자 수준이 낮은 편이다. 이와 같은 상황에서 비정규직 대상 직업훈련 경험은 이상준 외(2011)에서 지적한 것처럼 생산성에 대한 긍정적인 신호가 아니라 ‘성실성’에 대한 지표로서의 역할 정도 밖에 하지 못할 수 있다.

그러나 비정규직 대상 직업훈련에 대한 선행연구는 비정규직에 대한 직업훈련 기회가 제한적이라는 사실을 지적하며 정부의 재정지원을 늘리고 비정규직 스스로도 능력개발에 투자하도록 권유하고 있다(유경준, 2010). 정부가 노동시장의 취약계층인 비정규직에 대한 지원 규모를 늘리는 것은 올바른 정책방향을 보인다. 그러나 문제는 누구에게 어떤 직업훈련을 제공하는지에 대한 것일 것이다.

현재의 직업훈련제도 하에서 비정규직은 정규직에 비해 사업주가 제공하는 직업훈련의 기회가 제약되어 있으며, 이러한 직업훈련의 과소공급 현상은 소규모 사업체에서 근무하는 비정규직 근로자의 경우에 더욱 심각하다. 이러한 상황에서 본 연구 결과에서 확인하였듯이 비정규직 대상 직업훈련

의 성과는 뚜렷하게 나타나지 않고 있다. Finegold and Buren(2005)에서 미국 사례를 통해 분석하였듯이 직업훈련의 한계 편익(marginal benefit)이 더 높은 임시직 근로자들은 기회가 주어지면 정규직 근로자보다 더 많은 시간을 할애하며 참여하는 경향이 있다. 우리나라에서도 본인이 비용을 부담하여 직업훈련에 참여하는 비율은 정규직과 비정규직 간에 큰 차이가 없는 것으로 나타났다(채창균·김태기, 2009). 따라서 비정규직들이 직업훈련에 적극적으로 참여하지 않고 있는 원인은 그들이 성실하지 않거나 적극적이지 않아서라기보다는 기업이 인정할만한 훈련프로그램이 없기 때문일 가능성이 높아 보인다.

따라서 앞으로 정부의 재정 지원은 다수의 비정규직에게 낮은 금액을 지원하기보다 소수의 비정규직이 양질의 직업훈련을 받을 수 있도록 지원하는 방향을 설정되어야 한다고 생각한다. 또한 고용주들과의 협의를 통해 직업훈련의 내용에 내실을 기할 필요가 있을 것이다. 이상준 외(2011)에서 지적하였듯이 기업 특정적 기술훈련의 성과가 일반 기술에 대한 훈련 성과보다 높기 때문이다.

## 제 7 장 결론

### 제1절 분석 결과의 요약 및 정책적 함의

지난 30년 동안 노동시장정책의 근간을 이루어온 노동시장 유연화 정책과 근로를 통한 복지정책(workfare)은 실업과 복지의존의 문제를 해결하기 위해 실시되었지만 저임금·불안정 근로자가 확대되는 결과를 야기하였다는 평가를 받고 있다. 그러나 국가마다 두 가지 정책이 노동시장에 미치는 영향에는 차이가 있었는데, 덴마크, 독일 등의 국가에서는 경제활동참여와 고용률이 증가하면서 저임금·불안정 근로의 비중이 완만하게 증가하였지만, 그리스, 스페인, 이탈리아 등 지중해 국가에서는 성인 및 청년실업률이 증가하고 고용률이 하락하면서 저임금·불안정 근로가 급격히 확대되었다. 이러한 차이가 나타난 원인에 대해서 산업 및 기술 구조를 강조하는 시각이 있지만, 고용보호제도와 실업보험제도, 임금협상제도의 차이, 그리고 직업훈련과 같은 사회투자(social investment) 수준의 차이에 주목하는 견해도 있다.

직업훈련의 중요성을 강조하는 연구들은 한 국가의 숙련형성제도(skill formation system)가 노동시장의 성과에 큰 영향을 미치고 있다고 주장하고 있다. 숙련형성제도의 중요성을 강조하는 연구들(Busemeyer, 2009; Busemeyer and Trampusch, 2012)은 그동안 직업훈련과 관련한 제도 연구의 기초가 되어온 자본주의의 다양성(Varieties of Capitalism) 연구에 대한 비판에서 출발하고 있다. 이들은 자본주의의 다양성에 관한 연구는 자본주의의 근간을 이루는 제도 간의 보완성에 초점을 두고 있기 때문에 직업훈련제도와 같은 구체적인 제도를 설명하는데 한계가 있다고 주장하였다. 따라서 직업교육과 직업훈련제도에 주목하고 이러한 제도의 특성에 따라 국가 수준에서 기술의 유형과 수준에 어떤 차이가 있는지, 그리고 그러한 기술이 노동시장의 성과에 어떤 영향을 미치는지에 관심을 두고 있다. 그러나 아직까지 직업훈련제도가 노동시장의 성과에 미치는 영향에 대한 연구는 제한적이다. 따라서 본 연구는 직업훈련제도가 노동시장 성과에 영

향을 미치는 주요한 변수라는 주장을 검증하기 위해 직업훈련에 대한 공공과 민간의 투자가 고용률, 저임금·불안정 근로의 규모, 청년실업률과 같은 노동시장 성과에 긍정적인 영향을 미치는지를 검증해 보았다.

본 논문의 4장에서 분석하고 있듯이, 직업훈련에 대한 공공의 투자는 주로 고용률을 높이고 청년실업률을 낮추는 효과가 있었다. 또한 이중노동시장 구조를 가진 국가에서 비정규직 근로의 비중을 낮추는 효과가 있었다. 한편, 노르웨이, 덴마크, 아일랜드, 이탈리아와 같이 직업훈련에 대한 공공의 투자 수준을 낮춘 경우 고용률과 함께 저임금 규모(임금불평등 수준)가 증가하는 경향성을 발견하였다. 그러나 직업훈련에 대한 투자 수준을 높인다고 하더라도 저임금 근로의 규모가 줄어드는 것은 아니었는데, 이를 최근 직업훈련을 통한 고용의 증가가 주로 저임금 부문에서 일어나고 있는 현상과 연관하여 설명하였다. 직업훈련이 저임금 규모에 영향을 미치지 못했던 또다른 이유 중 하나는 적극적 노동시장정책의 성격 변화와도 연관이 있어 보인다. 관련 연구(Gautie and Schmitt, 2010; Bonoli, 2010)에 의하면 직업훈련의 전통적인 목표는 직업개발능력(upskilling)이었지만, 최근에는 근로연계복지(workfare)의 일환으로 실업보험의 수급에 조건부(conditionality)로 직업훈련이 제공되면서 직업훈련의 목표가 고용 그 자체가 되고 있다. 따라서 저숙련 근로자들은 직업훈련을 받은 후에도 기대보다 낮은 임금을 제공하는 직장에 취업을 해야 하는 상황에 놓일 가능성이 높아졌다(Kazis and Miller, 2001).

민간의 역할을 포함한 직업훈련제도가 노동시장성과에 미치는 영향에 대한 분석 결과, 직업훈련에 대한 기업의 투자 수준이 높은 오스트리아, 덴마크, 독일, 스위스와 같은 국가에서 고용률, 저임금·불안정 근로의 규모, 청년실업률과 같은 노동시장 성과가 가장 우수했다. 이들 국가는 직업훈련에 대한 공공의 투자 수준도 대부분의 민간위임형 국가(미국, 캐나다, 아일랜드, 일본, 포르투갈, 한국)에 비해 높았지만, 특히 기업의 직업훈련에 대한 참여 수준이 높다는 특성을 가지고 있었다. 직업훈련제도가 고용률과 실업률 뿐 만 아니라 저임금·불안정 근로의 규모를 줄일 수 있다는 사실은 직업훈련의 중요성을 강조하는 연구들이 주장하듯이 직업훈련과 같은 인적 투자가 고용성과 뿐 아니라 사회적 포용성(social inclusion)의 수준도 높

일 수 있다는 것을 의미한다고 할 수 있다.

결론적으로 노동시장의 성과를 향상시키기 위해서는 직업훈련제도가 중요하다. 그러나 우리나라에서 노동시장제도와 관련 논의는 주로 고용보호제도를 중심으로 이루어지고 있다는 점에서 한계가 있다고 할 수 있다. 고용보호제도는 노동시장의 유연성을 높이기 위한 개혁의 수단으로 주로 활용되어 왔다. 그러나 본 논문 4장의 연구결과에서도 볼 수 있듯이, 독일, 스위스, 오스트리아와 같이 정규직 고용보호의 수준이 높은 국가들에서 노동시장의 성과가 높다는 사실을 고려했을 때, 고용보호제도 뿐만 아니라 직업훈련제도가 노동시장의 성과에 크게 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다. 고용보호제도와 관련한 또 다른 논의는 한국과 같이 노동시장에서의 부분적 개혁(partial labor market reform)을 실시한 국가들에서는 기업이 근로자에게 인적투자를 하기 보다는 낮은 비용의 임시직을 주로 활용하는 저비용전략을 추구할 가능성이 높다는 것이다. Blanchard and Landier(2002)와 같은 연구는 이와 같은 저비용전략 하에서는 국가의 전반적인 생산성 수준이 낮아 질 수 있다고 우려하고 있다. 따라서 고용보호제도의 개혁은 직업훈련제도와 같은 숙련형성제도와와의 관계를 고려하면서 논의되어야 할 필요성이 있다.

한국은 공공과 기업의 직업훈련에 대한 투자 수준이 낮은 편이며, 높은 대학교육 수준에도 불구하고 최근 높아지는 청년실업률이나 청년들의 구직기간, 그리고 취업 관련 사교육에 대한 지출 수준(청년위원회, 2015)을 보았을 때 숙련형성제도의 효과성이 매우 낮다고 할 수 있다. 본 연구는 직업훈련제도의 노동시장 성과에 대한 효과성 평가를 통해 한국에서 공공과 기업이 직업훈련을 통해 인적자본에 대한 투자 수준을 증가시킬 필요성이 있으며, 특히 기업의 참여가 중요하다고 주장하고 있다.

개인 수준에서 보았을 때 최근 저임금·불안정 근로의 확대 현상으로 가장 영향을 많이 받는 집단은 청년과 비정규직 근로자라고 할 수 있다. 우리나라의 청년들을 전반적으로 구직기간이 길며, 교육이나 훈련과정에 있지 않지만 미취업상태에 있는 청년(NEET)이 25%(2011년 기준)나 될 정도로 청년실업 문제가 심각하다. 본 연구에서 분석한 결과, 한국의 청년은 교육수준이 낮을수록 취업 확률이 낮고 구직기간이 길다는 특성을 보였으며,



인적자본 변수 중에서는 주로 정규학교 교육수준이 노동시장에서의 성과를 좌우하고 있었다. 이러한 상황에서 직업훈련은 청년의 취업가능성을 높였지만, 구직기간, 정규직 및 대기업 취업, 첫 임금수준에 큰 영향을 미치지 못했다. 직업훈련 경험이 졸업 후 청년의 취업가능성을 높였다는 사실을 긍정적이지만, 현재와 같이 청년들이 정규직과 대기업에 취업하기 위해 졸업 후에도 몇 년씩 취업준비생으로 남아 있는 상황에서 직업훈련이 정규직, 대기업 취업에 영향을 주지 못하고 있다는 것은 직업훈련의 수준과 내용이 시장에서 긍정적 평가를 받고 있지 못하다는 것을 의미한다. 그 원인은 4장에서 분석하였듯이 한국의 직업훈련제도가 다른 직업훈련제도와 비교했을 때 공공과 민간의 투자 수준이 낮고, 직업훈련의 내용과 규모를 결정하는데 있어서 기업의 개입수준도 낮은 편이기 때문일 것이다. 즉, Allmendinger(1989)가 주장한 것처럼 우리나라와 같이 중·고등학생을 비롯한 청년을 대상으로 하는 직업훈련에 기업의 참여수준이 낮은 경우 학력이 노동시장의 성과에 주로 영향을 미치게 될 가능성이 높다. 이러한 제도에서 기업의 직업훈련에 대한 신뢰도는 낮을 수밖에 없으며, 따라서 노동시장에서 주로 교육수준이 생산성에 대한 주요 지표가 될 가능성이 높아지는 것이다.

6장에서는 비정규직에 대한 직업훈련이 정규직 전환, 임금 상승에 효과가 있는지 분석하고 있다. 분석 결과, 비정규직은 비정규직으로 근로한 기간이 길면 길수록 정규직으로 전환되기 어려웠고, 정규직보다 직업훈련의 기회가 부족할 뿐 만 아니라 직업훈련을 받는다고 하더라도 정규직 전환을 기대하거나 임금상승을 기대하기 어려웠다. 특히, 비정규직 대상 직업훈련의 정규직 전환에 대한 효과는 개인의 이질성을 고려하면 나타나지 않아 직업훈련이 직업능력개발(upskilling)을 통해 비정규직의 정규직 전환을 지원하고 있다고 보기 힘들었다.

이렇게 직업훈련이 기대한 효과를 발휘하지 못하는 상황에서 정규직으로 전환되지 못하고 오랜 기간 동안 비정규직으로 근로해 온 근로자에게 직업훈련에 대한 투자 유인은 낮을 수밖에 없을 것이다. 그러나 현재 비정규직 대상 직업훈련정책은 주로 비정규직의 직업훈련 기회를 확대하는 데에 초점을 맞추고 있어 그 실효성이 우려된다. 본 연구는 직업훈련의 긍정적 성

과는 그 본연의 목적인 능력개발(upskill)을 통해 이루어 졌을 때 비로소 달성할 수 있을 것으로 보고 있다. 따라서 비정규직 대상 직업훈련제도는 비정규직 근로자로 일하고 있는 저숙련 근로자들이 직업훈련을 통해 기업에 필요한 기술을 습득하고 이를 통해 기업의 인정을 받는 구조가 되어야 할 것으로 생각한다. 이를 위해서는 1인당 직업훈련 비용에 대한 정부 지원의 수준을 높이고 직업훈련의 내용을 결정할 때 기업의 참여 수준을 높일 필요성이 있다고 생각한다. 결국 직업훈련을 통해 배운 기술은 기업에서 활용되었을 때 그 효과를 발휘할 것이기 때문이다.

본 논문은 직업훈련제도의 노동시장 성과에 대한 효과성, 그리고 청년과 비정규직에 대한 직업훈련의 효과성을 분석한 결과, 다음과 같은 정책적 함의를 제시하고 있다.

첫째, 노동시장 성과(저임금·불안정 근로의 규모, 고용률, 청년실업률)를 향상시키기 위해서는 공공과 기업의 직업훈련에 대한 투자 수준을 높이고, 특히 직업훈련의 규모, 투자 수준, 내용, 평가, 모니터링에 있어 기업의 참여 수준을 더 높여야 할 것으로 보인다.

둘째, 고용형태를 중심으로 형성된 이중노동시장 구조 하에서 정규직 전환이 비정규직에게 가장 중요한 기회이지만, 본 논문에서 분석한 결과, 직업훈련이 비정규직의 정규직 전환에 영향을 미치지 못하고 있다. 이러한 상황에서 비정규직에 대한 직업훈련정책이 직업훈련의 기회를 보장하는데 초점을 맞추면 직업훈련 참여율을 높이기도 어렵고 경제·사회적인 비용이 낭비될 가능성이 높다. 직업훈련 자체가 비용과 시간이 들기 때문에 노동시장에서 이에 대한 적절한 보상이 없다면 실제로 직업훈련이 필요한 비정규직의 참여수준을 높이기 어려울 것이기 때문이다. 따라서 비정규직에게 생산성 향상에 대한 임금 상승과 같은 적절한 보상이 주어지도록 하는 노동시장 환경의 조성이 중요할 것이다. 그러나 이러한 환경은 단기에 조성되기 어려운 것으로 보인다. 따라서 비정규직 대상 직업훈련의 1인당 투자 수준을 높이고 기업의 참여를 더욱 이끌어 내는 동시에 직업훈련 참여와 내용을 경쟁적으로 운영하여 비정규직이 정규직으로 전환되는 긍정적 사례를 만들어서 장기적으로는 직업훈련에 대한 인식을 개선해 나가야 할 것으로 보인다.

셋째, 청년에 대한 직업훈련제도 또한 개선이 필요하다. 민간중심 직업훈련제도의 노동시장 성과를 고려하면 현재 신설되거나 운영되고 있는 민간 참여 직업훈련정책(마이스터고, 특성화고의 취업반, 청년취업아카데미)을 통해 민간의 참여를 독려하는 방향으로 청년 대상 직업훈련제도를 확충해 나가는 것이 필요할 것이다. 이때 직업훈련이 시장에서 필요로 하는 높은 생산성을 갖춘 청년을 배출하는 통로로 인식될 수 있도록 장기적인 투자와 함께 민간의 인식을 개선해야 나가야 할 것이다. 이러한 선순환이 일어날 때에 비로소 직업훈련이 청년들의 구직기간과 사교육 비용을 줄일 수 있고, 나아가 전반적인 기술 수준을 높여 저임금·불안정 근로 문제를 완화할 수 있을 것이라 생각한다.

## 제2절 연구의 한계

본 연구는 한국에서 직업훈련이 청년과 비정규직 근로자의 노동시장 성과 향상에 기여했는지를 평가하고자 했지만 몇 가지 측면에서 한계가 있다고 할 수 있다.

첫째, 직업훈련의 정의와 관련된 한계이다. 본 연구는 직업훈련제도의 효과를 분석하기 위해 직업훈련제도를 그 성격에 따라 유형화 하고 있다. 유형화를 위해 활용한 자료는 주로 후기중등교육수준에서 공공이 직업훈련에 투입한 예산과 기업의 참여 정도에 대한 것이다. 따라서 본 연구에서 주로 살펴본 직업훈련의 효과는 초기 직업훈련제도(Initial Vocational Education and Training)의 효과라고 할 수 있다. 이러한 방식으로 직업훈련제도의 성격을 규정한 이유는 본 연구가 초기 직업훈련제도의 중요성을 강조하는 Busemeyer and Trampusch(2012)의 연구에 기초하고 있기 때문이다. 그러나 실제로 직업훈련제도의 노동시장 성과에 대한 효과는 평생직업훈련제도(CVET)의 영향력도 포함되어 있을 것이다. 물론 관련 선행연구에서 주장하는 것처럼 초기직업훈련제도(IVET)가 노동시장에 미치는 영향력이 지배적이라 하더라도 평생직업훈련제도의 역할에 대한 추가적인 검증은 필요할 것으로 보인다. 본 연구에서는 주로 적극적 노동시장정책 중 직업훈련에 대한 투자 수준으로 이를 보완적으로 측정하고자 했지만, 직

업훈련제도에서 민간의 역할이 중요한 만큼 향후 연구에서는 평생직업훈련 제도(CVET) 또한 공공과 민간의 역할을 함께 고려한 분석모형과 결과가 도출되어야 할 것으로 보인다.

둘째, 개인 수준의 연구에서는 직업훈련의 범위에 대한 문제가 제기될 수 있다. 직업훈련의 효과는 직업훈련을 받은 시기(중학생, 고등학생, 대학생, 미취업자), 직업훈련의 비용부담주체(기업, 정부, 개인), 기간, 훈련제공기관 등에 따라 달라질 수 있다. 그러나 본 연구는 다양한 형태의 직업훈련을 직업훈련 경험이라는 변수로 통합하여 측정하고 있다는 한계가 있다. 한국 직업훈련제도의 특성상 직업훈련 경험이 있는 청년(특히, 중·고등학생의 경우)이 많지 않기 때문에 직업훈련의 유형별로 충분한 표본을 구성하기 어렵기 때문이다. 따라서 향후 적절한 데이터를 확보하여 직업훈련의 성격과 목적, 대상 집단 별로 노동시장 성과에 미치는 영향에 차이가 있는지에 대한 분석이 추가적으로 실시되어야 할 것으로 보인다.

비정규직에 대한 직업훈련도 직업훈련 시기, 비용부담주체, 기간, 훈련제공기관에 따라 그 효과가 달라지는지에 대한 분석이 필요해 보인다. 본 연구에서는 대체로 기업이 비용을 부담하는 직업훈련이 분석 대상에 포함되었지만, 정부나 개인이 비용을 부담하는 경우도 포함되어 있었다. 또한 기업이 비용을 부담한다고 하더라도 고용보험을 통해 제공하는 경우라면 기업이 전체 비용을 부담하는 것이라고 보기 어려우므로 직업훈련의 비용부담주체가 불분명한 측면이 있다. 따라서 향후 구체적인 행정데이터를 확보한다면 공공이 부담하는 직업훈련의 효과와 민간이 부담하는 직업훈련의 효과를 구분하여 측정할 수 있을 것으로 보인다. 직업훈련의 효과를 평가하는 다른 연구들 또한 본 연구와 비슷한 문제를 가지고 있는 것으로 보인다. Haelermans and Borghans(2012)는 메타연구를 통해 직업훈련의 임금 효과가 학력효과 보다는 안정적이지 않은 이유가 직업훈련 자체의 다양성 때문이라고 지적하고 있다. 즉, 일반적인 기술을 배우는 직업훈련과 기업 혹은 산업 특정적인 기술을 배우는 직업훈련에 차이가 있을 것이고, 누가 직업훈련의 비용을 부담하는지, 비용 부담의 목적, 직업훈련의 기간에 따라 서로 효과에 차이가 있을 것이기 때문이다. 그러나 관련 정보를 충분하게 확보하기 어렵기 때문에 직업훈련의 효과는 일반교육의 효과 보다는 측정

하기 어렵다고 알려져 있다.

셋째, 청년을 대상으로 한 직업훈련의 효과 분석의 경우 내생성(endogeneity) 문제가 발생할 수 있으므로 직업훈련 참여 확률과 모형에 포함되지 않은 청년의 특성, 노동시장 성과 간의 관계를 규명해야 한다. 그러나 이를 명확하게 밝히지 못했다는 한계가 있다. 본 연구는 직업훈련 경험과 가구소득과의 관계, 그리고 한국에서 직업훈련에 대한 일반적인 인식을 근거로 대체로 사회적 자원과 네트워크가 부족한 청년들이 직업훈련에 참여하고 있기 때문에 일반회귀모형에서 직업훈련의 효과는 과소추정(underestimation)되어 있는 경향이 강하고, 따라서 도구변수(IV)를 통한 추정에서 직업훈련 효과에 대한 계수 값이 증가하는 경향을 보였다고 해석하고 있다. 그러나 여전히 직업훈련에 참여하는 동기와 관련한 선별요인(self-selection) 문제, 그리고 직업훈련의 효과 사이의 메커니즘에 대해 명확하게 규명했다고 할 수 없다. 따라서 향후 자료의 보완을 통해 관련 변수를 추가하거나, 이용가능한 다른 자료를 활용하여 직업훈련의 참여 동기와 직업훈련의 효과의 관계를 명확히 규명할 연구가 필요할 것으로 보인다. 비정규직을 대상으로 한 직업훈련의 경우도 마찬가지로 개인의 특성과 직업훈련 참여, 그리고 정규직 전환 사이에서 일어나는 메커니즘에 대해 명확한 설명을 제공하지 못했다. 따라서 향후에는 고용주가 비정규직에게 직업훈련의 기회를 제공할 때 어떠한 경로를 통해, 어떤 동기로 제공하는지에 대한 연구와 그에 따른 직업훈련의 효과를 분석하는 연구가 필요할 것으로 보인다.

부록 1. 직업훈련에 대한 공공투자와 노동시장 성과(고정효과 vs. 임의효과 모형)

직업훈련에 대한 공공투자와 노동시장 성과 (고정효과 vs. 임의효과 모형)

	고용률				임금불평등			
	고정효과		임의효과		고정효과		임의효과	
	coef	se	coef	se	coef	se	coef	se
서비스업 고용					0.001	0.001	0.001	0.001
경제 개방도	-0.000**	0.000	-0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
경제 성장률	0.002***	0.001	0.002***	0.001	0.001	0.002	0.002	0.002
노조 조직률	-0.002***	0.001	-0.001	0.000	-0.004	0.002	-0.004**	0.002
좌파 내각(%)	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.000*	0.000	-0.000	0.000
고용보호 (정규직)	0.041***	0.011	0.020**	0.009	0.084**	0.036	0.063*	0.034
고용보호 (비정규직)	-0.006	0.005	-0.011**	0.004	0.089***	0.029	0.067***	0.026
실업보험 관대성	-0.032	0.035	-0.059*	0.034	-0.033	0.106	-0.010	0.102
직업훈련 투자 (lag)	0.543***	0.086	0.550***	0.088	-0.117	0.253	-0.101	0.249
재진입 투자	0.068	0.062	0.179***	0.060	0.515**	0.208	0.484**	0.199
고용창출 투자	0.137	0.133	-0.060	0.134	-0.188	0.401	-0.158	0.394
상수항	0.670***	0.038	0.653***	0.027	1.349***	0.125	1.404***	0.129
연도더미	O		O		O		O	
no. of obs.	268		268		224		224	
no. of Groups	23		23		23		23	
rho	0.97		0.90		0.98		0.98	
R^2 (within)	0.42		0.38		0.25		0.25	
R^2 (between)	0.02		0.23		0.07		0.02	

R <sup>2</sup> (overall)	0.01	0.26	0.04	0.00
-----------------------------	------	------	------	------

(주1) 비정규직 규모와 고용률을 종속변수로 할 때 서비스업 고용 비중이 다중공선성문제 (multicollinearity)를 야기하여 해당 변수를 제외하고 분석하였다.

(주2) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

## 부록 2. 직업훈련에 대한 공공투자가 청년실업률에 미치는 영향

직업훈련에 대한 공공투자와 청년실업률 (고정효과 vs. 임의효과 모형)

	청년(16~24세)실업률				청년(25~29세)실업률			
	고정효과		임의효과		고정효과		임의효과	
	coef	se	coef	se	coef	se	coef	se
서비스업 고용	0.001	0.002	0.003**	0.002	0.002*	0.001	0.004***	0.001
경제 개방도	0.001**	0.000	-0.000	0.000	0.001***	0.000	-0.000	0.000
경제 성장률	-0.008***	0.002	-0.009***	0.002	-0.004***	0.001	-0.004***	0.001
노조 조직률	0.005***	0.002	0.001**	0.001	0.004***	0.001	0.001*	0.000
좌파내각 (%)	-0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.000	0.000
고용보호 (정규직)	-0.158***	0.028	-0.037**	0.019	-0.080***	0.018	-0.016	0.013
고용보호 (비정규 직)	-0.001	0.011	0.017*	0.009	0.002	0.007	0.011*	0.006
실업보험 관대성	0.258***	0.088	0.221***	0.084	0.146***	0.055	0.135**	0.054
직업훈련 투자 (lag)	-0.951***	0.212	-0.873***	0.215	-0.450***	0.131	-0.390***	0.137
재진입 투자	-0.314*	0.179	-0.579***	0.156	-0.302***	0.111	-0.446***	0.101
고용 창출투자	-0.599	0.504	0.159	0.443	-0.098	0.313	0.193	0.285
상수항	0.260	0.159	-0.022	0.132	-0.069	0.099	-0.144*	0.086
연도더미	O		O		O		O	
no. of obs.	242		242		242		242	
no. of Groups	21		21		21		21	
rho	0.96		0.73		0.97		0.78	
R^2 (within)	0.60		0.54		0.57		0.50	
R^2	0.03		0.24		0.12		0.08	



(between) R <sup>2</sup>				
(overall)	0.00	0.35	0.03	0.21

(주1) 하우스만 검정 결과, 16~24세 청년실업률은  $\chi^2(22)=38.29$  (p-value=0.02)으로 고정효과 모형만이 일차추정량으로 이었고, 25~29세 청년실업률도  $\chi^2(22)=87.08$  (p-value=0.00)으로 고정효과 모형만이 일차추정량으로 이었다.

(주2) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

부록 3. 직업훈련이 청년의 취업에 미치는 효과(관찰되지 않은 이질성을 가정한 경우)

직업훈련이 청년의 취업에 미치는 효과(관찰되지 않은 이질성을 가정한 경우)

종속변수=취업 여부	No heterogeneity (로그-로그 모형)			Gamma heterogeneity (pgmhaz모형)			Discrete heterogeneity (hshaz모형)		
	coef	se	HR	coef	se	HR	coef	se	HR
직업훈련 받음 (기준=받지 않음)	0.283***	0.078	1.33	0.371***	0.122	1.45	0.340***	0.117	1.41
전문대졸업 (기준=고졸이하)	1.925***	0.059	6.85	2.465***	0.105	11.77	2.384***	0.098	10.85
일반대졸업 (기준=고졸이하)	1.738***	0.051	5.69	2.211***	0.089	9.12	2.142***	0.082	8.52
취업사교육 경험 (기준=무경험)	-0.539***	0.048	0.58	-0.915***	0.087	0.40	-0.889***	0.079	0.41
자격증수	0.027	0.030	1.03	-0.042	0.037	0.96	-0.032	0.036	0.97
여성 (기준=남성)	-0.062	0.039	0.94	-0.263***	0.064	0.77	-0.284***	0.060	0.75
기혼 (기준=미혼)	-0.287	0.182	0.75	-0.307	0.245	0.74	-0.363	0.236	0.70
유자녀 (기준=무자녀)	-0.093	0.150	0.91	-0.033	0.178	0.97	0.015	0.174	1.02
log(가구소득)	-0.011	0.035	0.99	0.034	0.047	1.03	0.009	0.046	1.01
구직기간 (1년) (기준=0년)	-0.186***	0.055	0.83	0.090	0.072	1.09	0.081	0.070	1.08
구직기간 (2년)	-0.108*	0.058	0.90	0.329***	0.090	1.39	0.322***	0.085	1.38
구직기간 (3년)	-0.131**	0.066	0.88	0.490***	0.114	1.63	0.454***	0.100	1.57
구직기간 (4년)	-0.194***	0.075	0.82	0.592***	0.145	1.81	0.541***	0.123	1.72
구직기간 (5년)	-0.236**	0.093	0.79	0.798***	0.191	2.22	0.715***	0.148	2.04
구직기간 (6년)	-0.550***	0.150	0.58	0.778***	0.267	2.18	0.590***	0.206	1.80
상수항	-2.220***	0.309		-2.501***	0.411		-3.901***	0.418	
출업연도 통제	O			O			O		
출신지역 통제	O			O			O		
N	10657			10657			10657		
log-likelihood	-5036.4622			-4947.1062			-4970.0607		
AIC=-2log(L)+	10150.92			9972.21			10018.12		

2K BIC=-2log(L)+ Klog(N)	10230.00	10051.29	10097.20
--------------------------------	----------	----------	----------

(주1) 결혼여부와 성별 변수에 있어서 로짓 모형과 로그-로그 모형의 결과가 약간 다르지만 로그-로그 모형의 경우 관심사건이 일어날 빈도가 낮을 때 주로 활용하므로 여기서는 주로 로짓 모형의 분석 결과를 해석에 활용하였다.

(주2) pgmhaz 모형과 hshaz 모형 둘 다 로그-로그 함수를 연결 함수로 활용하기 때문에 이질성을 고려하지 않은 모형의 경우 로짓 모형이 아닌 로그-로그 모형의 분석 결과를 보여주고 있다.

(주3) 구직기간이 영(0)인 경우는 졸업을 한 해에 취업을 했거나 졸업하기 1년 전에 취업한 경우이다.

(주4) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

부록 4. 직업훈련이 청년의 정규직 취업에 미치는 효과(로짓 모형 vs. IV-LPM 모형)

직업훈련이 청년의 정규직 취업에 미치는 효과

종속변수= 정규직 취업여부	로짓 모형			IV-LPM 모형		
	coef	se	HR	coef	se	HR
직업훈련 받음 (기준=받지 않음)	0.041	0.173	1.04	-0.204	0.314	0.82
전문대졸 (기준=고졸이하)	1.047***	0.139	2.85	0.246***	0.030	1.28
일반대졸 (기준=고졸이하)	1.018***	0.125	2.77	0.241***	0.028	1.27
취업 사교육 유경험 (기준=경험 없음)	-0.077	0.113	0.93	(도구변수)		
자격증수	0.053*	0.031	1.05	0.014*	0.008	1.01
여성 (기준=남성)	-0.231***	0.087	0.79	-0.054***	0.019	0.95
기혼 (기준=미혼)	0.564	0.490	1.76	0.103	0.096	1.11
유자녀 (기준=무자녀)	-0.513	0.326	0.60	-0.110	0.071	0.90
log(가구소득)	0.259***	0.076	1.30	-0.010	0.025	0.99
구직기간(1년) (기준=0년)	-0.028	0.119	0.97	-0.023	0.034	0.98
구직기간(2년)	-0.113	0.156	0.89	0.078*	0.044	1.08
구직기간(3년)	0.356*	0.211	1.43	-0.101*	0.059	0.90
구직기간(4년)	-0.416	0.271	0.66	0.052***	0.016	1.05
상수항	-2.076***	0.669		0.095	0.151	
졸업연도 통제	O			O		
출신지역 통제	O			O		
N	2699			2708		
log-likelihood	-1643.6553					
Pseudo R <sup>2</sup>	0.06			0.67(uncentered)		

(주1) 구직기간이 영(0)인 경우는 졸업을 한 해에 취업을 했거나 졸업하기 1년 전에 취업한 경우이다.

(주2) 정규직 취업여부가 종속변수일 경우에는 졸업 이후 취업까지의 기간이 5년 이상인 경우를 제외하고 분석을 실시하였다.

(주3) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

부록 5. 직업훈련이 청년의 대기업 취업에 미치는 효과(로짓 모형 vs. IV-LPM 모형)

직업훈련이 청년의 대기업 취업에 미치는 효과

종속변수=	로짓 모형			IV-LPM 모형		
	coef	se	HR	coef	se	HR
정규직 취업여부						
직업훈련 받음	0.009	0.165	1.01	0.281	0.316	1.32
(기준=받지 않음)						
전문대졸	-0.444***	0.143	0.64	-0.092***	0.030	0.91
(기준=고졸이하)						
일반대졸	0.148	0.126	1.16	0.030	0.028	1.03
(기준=고졸이하)						
취업 사교육 유경험	0.083	0.107	1.09	(도구변수)		
(기준=경험 없음)						
자격증수	0.123***	0.029	1.13	0.023***	0.008	1.02
여성 (기준=남성)	-0.240***	0.084	0.79	-0.048**	0.019	0.95
기혼 (기준=미혼)	0.484	0.396	1.62	0.107	0.089	1.11
유자녀 (기준=무자녀)	-0.306	0.328	0.74	-0.069	0.070	0.93
log(가구소득)	0.077	0.072	1.08	0.020	0.016	1.02
구직기간(1년)	0.002	0.116	1.00	0.005	0.025	1.01
(기준=0년)						
구직기간(2년)	-0.046	0.154	0.96	-0.012	0.033	0.99
구직기간(3년)	-0.205	0.208	0.81	-0.045	0.044	0.96
구직기간(4년)	0.099	0.273	1.10	0.029	0.059	1.03
상수항	-1.686***	0.646		0.091	0.148	1.10
졸업연도 통제	O			O		
출신지역 통제	O			O		
N	2814			2814		
log-likelihood	-1736.485					
Pseudo R <sup>2</sup>	0.05			0.38(uncentered)		

(주1) 구직기간이 영(0)인 경우는 졸업을 한 해에 취업을 했거나 졸업하기 1년 전에 취업한 경우이다.

(주2) 정규직 취업여부가 종속변수일 경우에는 졸업 이후 취업까지의 기간이 5년 이상인 경우를 제외하고 분석을 실시하였다.

(주3) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

## 부록 6. 직업훈련이 청년의 첫월급에 미치는 효과(PSM)

직업훈련이 청년의 첫 월급 수준에 미치는 효과(PSM)

일반 매칭(성향점수 기준) on support(실험집단 172명, 비교집단 160명, 잠재적 비교집단 2,526명) * 실험집단=직업훈련 경험자, 비교집단=직업훈련 미경험자					
	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
unmatched	176.24	156.67	19.57	5.79	3.38
ATT	176.24	168.50	7.74	8.12	0.95

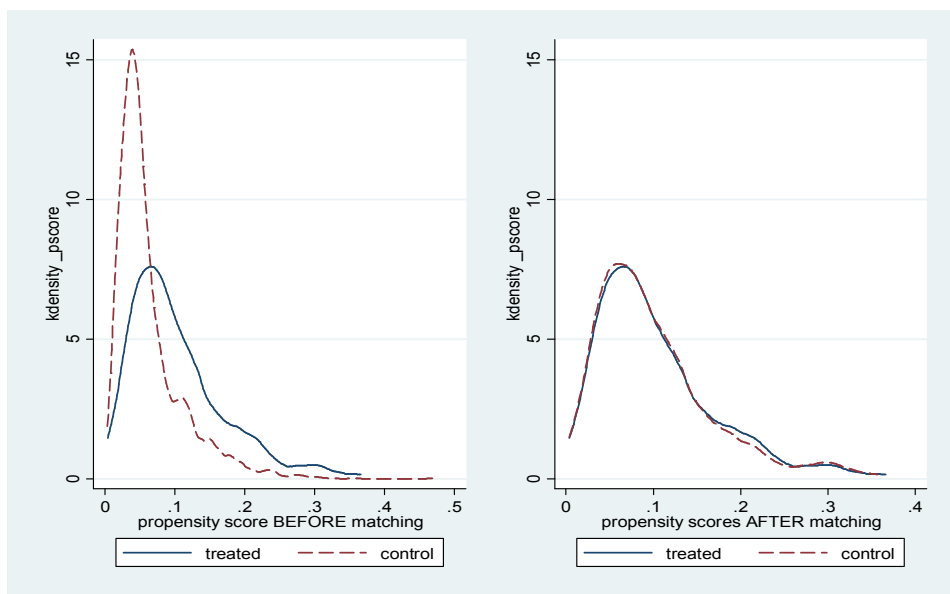
(주1) 균형성테스트(prtest)결과 실험집단과 비교집단의 특성이 같다는 영가설을 기각하지 못해 두 집단이 동질성이 어느 정도 확보되었다고 할 수 있다.

(주2) 실험집단의 성향점수가 통제집단 성향점수의 최솟값 이하이거나 최댓값 이상인 경우가 없도록 하였다.

(주3) 칼리퍼(표본성향점수의 표준편차의 0.25배 이하)를 두어도 분석 결과는 다르지 않았다.

(주4) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1

매칭 전(왼쪽), 후(오른쪽 그래프) 공통지지영역의 확인



매칭의 균형성 검증(balancing test)

	실험집단	비교집단	t	p> t
전문대졸업	0.21	0.23	-0.39	0.70
일반대학졸업	0.66	0.64	0.34	0.74
취업 사교육 유경험	0.44	0.40	0.76	0.45
자격증수	1.78	1.79	-0.03	0.98
여성	0.53	0.45	1.40	0.16
기혼	0.01	0.01	0.00	1.00
유자녀	0.02	0.02	0.00	1.00
log(가구소득)	8.30	8.21	1.08	0.28
구직기간(1년)	0.17	0.17	-0.14	0.89
구직기간(2년)	0.13	0.11	0.50	0.62
구직기간(3년)	0.05	0.06	-0.48	0.63
구직기간(4년)	0.01	0.01	0.00	1.00
부산	0.12	0.18	-1.67	0.10
대구	0.06	0.06	0.00	1.00
인천	0.06	0.06	0.00	1.00
광주	0.05	0.03	0.54	0.59
대전	0.03	0.02	0.71	0.48
울산	0.01	0.01	0.00	1.00
경기	0.21	0.16	1.11	0.27
강원	0.02	0.02	-0.38	0.70
충북	0.01	0.01	0.00	1.00
충남	0.03	0.02	0.34	0.74
전북	0.04	0.08	-1.58	0.12
전남	0.05	0.06	-0.48	0.63
경북	0.02	0.03	-0.71	0.48
경남	0.03	0.01	1.65	0.10
제주	0.02	0.02	-0.38	0.70

## 부록 7. 직업훈련여부에 따른 비정규직의 지위 변화(다항로짓 모형)

직업훈련여부에 따른 비정규직의 지위 변화(다항로짓 모형)

기준범주=기존직장에서 비정규직 유지	기존직장에서 정규직 전환			신규직장에서 비정규직 취업			신규직장에서 정규직 취업		
	coef	se	OR	coef	se	OR	coef	se	OR
전기직업훈련여부	0.322***	0.085	1.38	0.074	0.199	1.08	0.206	0.174	1.23
자격증수	0.150***	0.050	1.16	0.109	0.103	1.11	0.182**	0.085	1.20
고졸 (기준=중졸이하)	0.408***	0.054	1.50	0.069	0.108	1.07	0.270**	0.124	1.31
전문대졸 (기준=중졸이하)	0.852***	0.080	2.35	0.230	0.162	1.26	0.542***	0.158	1.72
대졸 (기준=중졸이하)	0.599***	0.081	1.82	0.061	0.179	1.06	0.488***	0.167	1.63
경력연수	0.033***	0.004	1.03	-0.171***	0.018	0.84	-0.157***	0.017	0.85
남성(기준=여성)	0.550***	0.045	1.73	-0.019	0.093	0.98	0.565***	0.091	1.76
나이	0.007	0.013	1.01	-0.075***	0.023	0.93	-0.028	0.026	0.97
나이^2	-0.000**	0.000	1.00	0.001***	0.000	1.00	-0.000	0.000	1.00
기혼(기준=미혼)	0.023	0.051	1.02	-0.007	0.103	0.99	-0.153	0.102	0.86
농업및광공업 (기준=건설제조업)	-0.495*	0.278	0.61	-1.334*	0.695	0.26	0.065	0.626	1.07
도소매업 (기준=건설제조업)	-0.411***	0.067	0.66	-0.311**	0.148	0.73	-0.178	0.136	0.84
금융부동산서비스업 (기준=건설제조업)	-0.204***	0.058	0.82	-0.084	0.128	0.92	-0.111	0.121	0.89
공공서비스업 (기준=건설제조업)	0.005	0.081	1.01	0.021	0.177	1.02	0.068	0.160	1.07
음식숙박업 (기준=건설제조업)	-0.098	0.081	0.91	0.235	0.147	1.27	0.120	0.154	1.13
전문가·준전문가(기준=전문직종사자)	-1.013***	0.300	0.36	-0.590	0.774	0.55	-1.110**	0.486	0.33
사무직종사자	-0.937***	0.301	0.39	-0.361	0.776	0.70	-1.250**	0.491	0.29
서비스판매직종사자	-1.587***	0.300	0.20	-0.159	0.768	0.85	-1.334***	0.485	0.26
기능 및 조작원	-2.688***	0.436	0.07	-0.260	1.031	0.77	-2.535***	0.921	0.08
단순노무근로자	-1.558***	0.297	0.21	-0.254	0.765	0.78	-1.460***	0.480	0.23
농림어업숙련종사자	-2.106***	0.299	0.12	-0.603	0.767	0.55	-1.772***	0.486	0.17
log(기업규모)	0.057***	0.010	1.06	-0.001	0.022	1.00	-0.038*	0.021	0.96
상수항	-0.632	0.423		0.264	0.928		0.184	0.736	
연도더미	O			O			O		
N	14149								
log-likelihood	-12563.1								
Pseudo R^2	0.126								

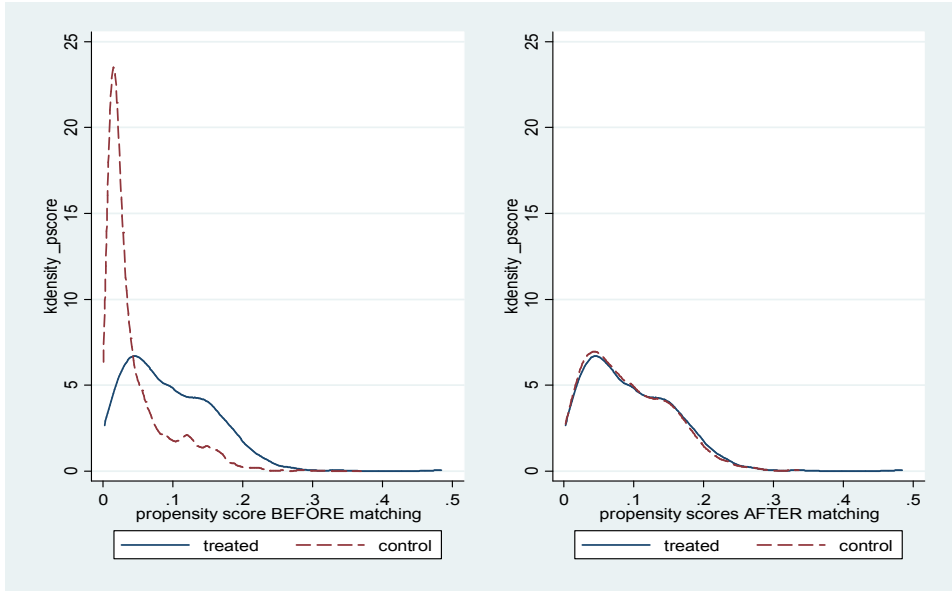
(주1) 각 범주별 오차항이 서로 독립적이라는 가정(Independent of Irrelevant Alternatives, IIA)을 검정하기 위해 Small and Hsiao(SH) 검정을 실시한 결과 각 범주별 오차항이 서로 독립적이라는 가정이 충족되는 것을 확인하였다.

(주2) \*\*\*: 유의수준 0.01; \*\*: 유의수준 0.05; \*: 유의수준 0.1



부록 8. 매칭 전과 후 공통지지영역과 균형성검증(6장 PSM 분석 결과: 비정규직 전체 대상)

매칭 전(왼쪽), 후(오른쪽 그래프) 공통지지영역의 확인(비정규직 전체)



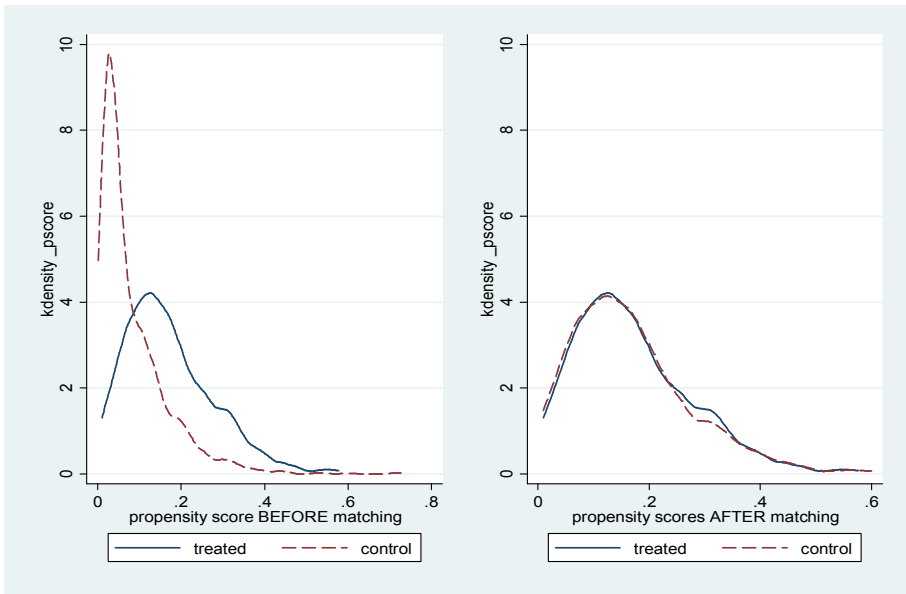
매칭의 균형성 검증(비정규직 전체)

	실험집단	비교집단	t	p> t
자격증수	0.27	0.16	2.96	0.00
고졸(기준=중졸이하)	0.39	0.41	-0.79	0.43
전문대졸	0.21	0.17	1.25	0.21
대졸	0.23	0.23	0.00	1.00
경력연수	4.28	4.08	0.52	0.61
남성(기준=여성)	0.55	0.51	1.13	0.26
나이	39.71	40.50	-0.98	0.33
기혼(기준=미혼)	0.69	0.76	-2.36	0.02
농업및광공업 (기준=건설제조업)	0.00	0.00	1.00	0.32
도소매업	0.17	0.19	-1.01	0.31
금융부동산서비스업	0.35	0.37	-0.58	0.56
공공서비스업	0.10	0.11	-0.35	0.73
음식숙박	0.07	0.08	-0.27	0.79

전문가 및 준전문가 (기준=전문직종사자)	0.22	0.20	0.68	0.49
사무직종사자	0.17	0.13	1.78	0.08
서비스판매직종사자	0.27	0.33	-1.85	0.07
기능 및 조직원	0.00	0.00	0.58	0.56
단순노무근로자	0.24	0.22	0.42	0.68
농림어업숙련종사자	0.09	0.10	-0.84	0.40
log(기업규모: 종사자수)	4.99	4.97	0.12	0.91

부록 9. 매칭 전과 후 공통지지영역과 균형성검증(6장 PSM 분석 결과: 정규직 전환 근로자 대상)

매칭 전(왼쪽), 후(오른쪽 그래프) 공통지지영역의 확인(정규직 전환자 표본)



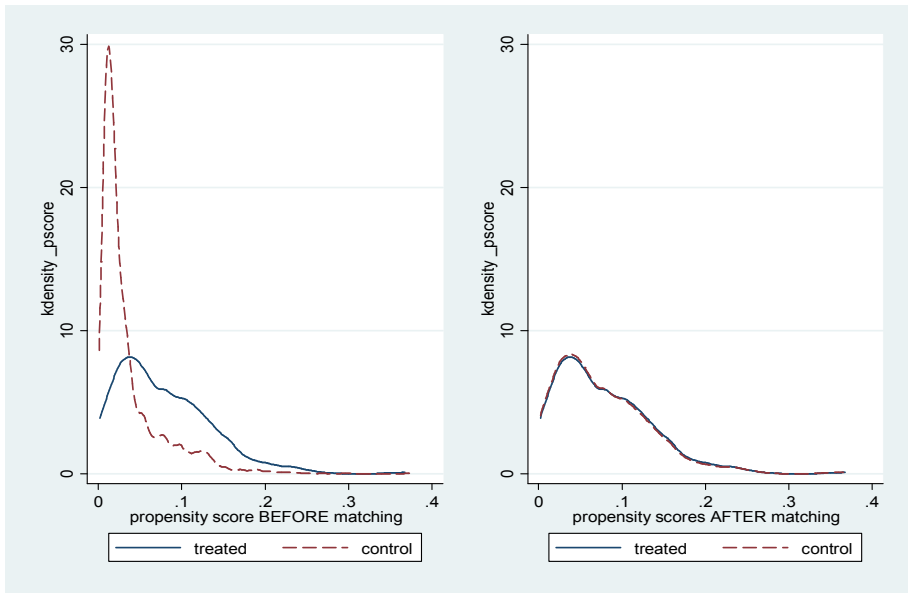
매칭의 균형성 검증 (정규직 전환자 표본)

	실험집단	비교집단	t	p> t
자격증수	0.36	0.31	0.98	0.33
고졸(기준=중졸이하)	0.24	0.24	-0.12	0.91
전문대졸	0.32	0.32	0.11	0.91
대졸	0.33	0.29	0.59	0.56
경력연수	5.70	5.93	-0.35	0.72
남성(기준=여성)	0.65	0.63	0.32	0.75
나이	37.09	37.11	-0.02	0.98
기혼(기준=미혼)	0.71	0.74	-0.68	0.49
농업및광공업(기준=건설제조업)	0.00	0.00	.	.
도소매업	0.13	0.16	-1.02	0.31
금융부동산서비스업	0.32	0.30	0.44	0.66
공공서비스	0.09	0.11	-0.51	0.61
음식숙박업	0.06	0.06	0.21	0.83
전문가 및 준전문가(기준=전문 직종사자)	0.31	0.30	0.22	0.82

사무직종사자	0.22	0.22	-0.12	0.90
서비스판매직종사자	0.18	0.17	0.27	0.79
기능 및 조작원	0.01	0.01	0.00	1.00
단순노무근로자	0.24	0.27	-0.70	0.48
농림어업숙련종사자	0.02	0.02	0.38	0.70
log(기업규모: 종사자수)	5.28	5.42	-0.67	0.51

부록 10. 매칭 전과 후 공통지지영역과 균형성검증 (6장 PSM 분석 결과: 비정규직 유지 근로자 대상)

매칭 전(왼쪽), 후(오른쪽 그래프) 공통지지영역의 확인(비정규직 유지자 표본)



매칭의 균형성 검증(비정규직 유지자 표본)

	실험집단	비교집단	t	p> t
자격증수	0.22	0.17	1.04	0.30
고졸(기준=중졸이하)	0.41	0.39	0.49	0.62
전문대졸	0.19	0.21	-0.60	0.55
대졸	0.15	0.13	0.69	0.49
경력연수	3.11	2.28	2.16	0.03
남성(기준=여성)	0.46	0.49	-0.58	0.56
나이	42.04	42.42	-0.31	0.76
기혼(기준=미혼)	0.67	0.62	1.11	0.27
농업및광공업	0.00	0.00	0.00	1.00
도소매업	0.20	0.21	-0.24	0.81
금융부동산서비스업	0.38	0.38	0.00	1.00
공공서비스업	0.10	0.09	0.32	0.75
음식숙박업	0.08	0.07	0.37	0.71
전문가 및 준전문가	0.15	0.18	-0.65	0.52

(기준=전문직종사자)				
사무직종사자	0.13	0.08	1.56	0.12
서비스판매직종사자	0.34	0.34	0.00	1.00
기능 및 조직원	0.00	0.00	0.00	1.00
단순노무근로자	0.23	0.23	0.11	0.91
농림어업숙련종사자	0.14	0.17	-0.79	0.43
log(기업규모: 종사자수)	4.77	4.77	-0.04	0.97

## 참고문헌

### 국내문헌

- 강무섭·전도근 (2004). 청년실업문제해결을 위한 대학생 직업능력개발방안. 한국 직업능력개발원.
- 강순희 (2012a). “청년층 직업훈련 경험이 노동시장 성과에 미치는 영향”. 전주 용·강순희·김미란·남기곤·민주홍. 청년층 노동시장정책 연구. 한국고용정보원 연구보고서 2012-12.
- 강순희 (2012b). 직업훈련이 비정규직의 고용안정성에 미치는 효과. 한국노동패널 워크숍 발표자료.
- 강순희·안준기 (2013). 비정규직 유형별 교육훈련의 임금 및 고용안정성 효과. *노동경제논집*, 36(1), 63-91.
- 강창희·유경준 (2009). 고용보험의 사업주 직업능력개발 지원사업이 기업의 훈련투자결정에 미치는 영향. *한국경제의 분석*, 15(3), 209-253.
- 고용노동부. 직업능력개발사업 현황. 각 년도.
- 고용노동부 (2011). 취업성공패키지사업 참여대상자 유형별 취업지원강화방안 (2009~2011).
- 고용노동부 (2012). 2012년도 예산및기금운용사업설명자료.
- 고용노동부 (2013). 취업성공패키지 사업 참여자 이동경로 조사.
- 고용노동부 (2014). 2014년 기업직업훈련 실태조사 기초 분석 보고서.
- 고용노동부·한국직업능력개발원 (2014). 2014년도 직업능력개발훈련기관 역량 평가.
- 고재성 (2008). 전문계 고교 출신 대학 진학자의 진로현황 및 시사점. *e-고용이슈*, 제2008-16호. 한국고용정보원.
- 국회예산정책처 (2010). 일자리 정책의 현황과 과제.
- 김강호 (2009). 학력과 직업훈련 참여가 임금에 미치는 효과. *농업교육과 인적자원개발*, 41(3), 123-151.
- 김복순·정현상 (2016). 2016 KLI 비정규직 노동통계. 한국노동연구원.
- 김수원·김가연·이명훈 (2015). 국가기간·전략산업직종훈련과 직업능력개발계좌제의 효율적 통합운영방안. 한국직업능력개발원.
- 김승곤 (2007). 대학 미진학 청년층의 재학 중 직업훈련의 임금 및 취업효과. 전

- 주대학교 사회과학논총, 23(1), 27-44.
- 김우영 (2002). 학력, 훈련, 아르바이트, 자격증의 경제적 효과. 제 1 회 산업 · 직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄. 중앙고용정보원.
- 김유선 (2014). 최저임금의 고용효과. *산업노동연구*, 20(3), 229-259.
- 김진균 (1978). “인력개발”. 이해영 · 권태환(편). *한국사회 인구와 발전 II*. 서울대학교 인구 및 발전문제연구소.
- 김창환 · 김형석 (2007). 직업훈련의 임금불평등 효과 분석. *한국사회학*, 41(3), 32-64.
- 김철희 · 손유미 · 김민경 · 이지은 (2012). 비정규직 교육훈련 성과분석. 한국직업능력개발원.
- 김태기 · 남재량 (2001). 비정규직, 가교인가 함정인가. *노동경제논집*, 23(2), 81-106.
- 김훈 (2015). 노동시장 이중구조 해소를 위한고용법제 개선 방향. *노동리뷰*, 59-72.
- 류장수 (2015). 청년인턴제의 성과 분석. *노동리뷰*, 31-45.
- 박선하 (2013). *교육경제학: 장 · 단기 교육투자를 위한 가장 적절한 이론과 합리적인 방법탐색*. 도서출판 지식공감.
- 박성준 (2005). 청년 실업의 현황과 원인 분석. 한국경제연구원.
- 박천수 (2010). 대학생의 자격취득이 노동시장 이행에 미치는 영향. *직업능력개발연구*, 13(2), 91-109.
- 박성재 · 반정호 (2006). 대졸 청년층 취업준비 노력의 실태와 성과. *한국인구학*, 29(3), 29-50.
- 반정호 · 김경희 · 김경희 (2005). 청년취업자의 노동이동 및 고용형태 전환에 영향을 미치는 요인에 대한 연구. *한국사회복지학*, 57(3), 73-103.
- 방하남, 강신옥. (2012). 취약계층의 객관적 정의 및 고용과 복지를 위한 정책방안. (경제사회발전노사정위원회 연구과제)
- 양정승 · 김유미. (2014). 마이스터고와 특성화고의 취업 성과 분석. *The HRD Review* 77호. 한국직업능력개발원
- 우광호 · 안준기 · 황성수 (2010). 교육 및 부의 세대간 이전: 대학생항을 중심으로. *교육재정경제연구*, 19(3), 121-150.
- 유경준 (2010). 비정규직 문제와 정책방향. *KDI 정책포럼*, 제224호.
- 이계우, 나영선, & 김철희. (2014). 재직근로자 직업능력개발 (In-service training policy in Korea). Knowledge Sharing Program: 경제발전경험 모



- 둘화 사업 2013.
- 이병희 · 안주엽 · 전병유 · 장수명 · 홍서연 (2002). 학교로부터 노동시장으로 이행 실태와 정책과제. 한국노동연구원 고용보험연구센터.
- 이병희 · 정진호 · 이승렬 · 강병구 · 홍경준 (2008). 저소득 노동시장 분석, 한국노동연구원.
- 이상은 (2005). 청년들에 대한 직업훈련의 취업 및 근로소득 효과. *사회복지정책*, 23(단일호), 5-28.
- 이상준 · 이남성 · 김영숙 (2011). 비정규직 재직자 직업능력개발 훈련 효과 연구. 한국직업능력개발원.
- 이지연 (2015). 산업화시기 한국 국가의 인력양성정책과 젠더 불평등. *현상과 인식*, 39(1/2), 139-173.
- 이혜승 (2013). 직업능력개발사업의 문제점과 감사시사점. 감사연구원.
- 이효수 · 류재술 (1990). 단층별 임금함수추정과 단층간 임금격차 분해, *경제학연구*, 38(1), 101-123.
- 이효수 · 황덕순 (1999). 경제위기 이후 노동시장구조의 변화. 한국사회과학연구소 · 한국사회경제학회 공동 학술대회 발표 논문.
- 장신철 (2011). OECD의 임시직 개념과 각국의 규제 내용. *국제노동브리프*, 7월호, 39-50.
- 장원섭 · 김형만 · 옥준필 (2000). 학교에서 직업세계로의 이행에 관한 연구(II): 고등교육 단계를 중심으로. 한국직업능력개발원
- 정주연 (2001). *선진국과 한국의 직업교육 · 훈련제도의 특성과 한계*. 아산재단 연구보고서 제 75집. 집문당.
- 주인중 · 정지선 · 홍선이 · 고혜원 (2000). 직업훈련과 직업교육의 상호 연계 방안 연구. 한국직업능력개발원.
- 채창균 · 김태기 (2009). 대졸 청년층의 취업 성과 결정 요인 분석. *직업교육연구*, 28(2), 89-107.
- 채창균 · 류지영 · 신동준 (2015). (패널브리프) 청년층의 고용형태변화와 영향요인 분석. *The HRD Review* 82호-09. 한국직업능력개발원
- 청년위원회 (2015). 청년구직자취업준비실태. 대통령직속 청년위원회.
- 최영섭 · 채창균 · 김안국 · 노용진 · 유경준 (2009). 평생직업능력개발 체제의 혁신(II): 훈련재정 시스템 실증 분석. 한국직업능력개발원.
- 통계청 (2015). ‘2015년 5월 경제활동인구조사 청년층 및 고령층 부가조사’ 결과.

- 한국개발연구원 (2011). 2011년도 예비타당성조사 보고서: 청년취업아카데미. 한국개발연구원 공공투자관리센터.
- 한국기술교육대학교 (2011). 청년 취업아카데미 성과평가 및 발전방안. 고용노동부 연구용역과제.
- 홍서연 · 안주엽 (2002). 청년의 학교 졸업 후 구직기간의 분석. *한국노동정책연구*, 2(1), 19-46.

## 외국문헌

- Acemoglu, D., & Pischke, J. S. (1999). Beyond Becker: training in imperfect labour markets. *The Economic Journal*, 109(453), 112-142.
- Acemoglu, D. (2002). Technical change, inequality, and the labor market. *Journal of economic literature*, 40(1), 7-72.
- Adalet McGowan, M. and D. Andrews (2015), "Labour Market Mismatch and Labour Productivity: Evidence from PIAAC Data", OECD Economics Department Working Paper, No. 1209, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5js1pzx1r2kb-en>.
- Addison, J. T., & Blackburn, M. L. (2000). The effects of unemployment insurance on postunemployment earnings. *Labour economics*, 7(1), 21-53.
- Allaart, P., Bellmann, L., & Leber, U. (2009). Company-provided further training in Germany and the Netherlands. *Empirical research in vocational education and training*, 1(2), 103-121.
- Allmendinger, J. (1989). Educational systems and labor market outcomes. *European sociological review*, 5(3), 231-250.
- Anderson, K. M. and Hassel, A. (2007) 'Pathways of Change in CMEs: Training Regimes in Germany and the Netherlands', Conference Paper Prepared for the 'American Political Science Association Meeting' in Chicago, IL, August 27-September 1.
- Appelbaum, E., Schettkat, R., (1999). Are prices unimportant? The changing structure of the industrialized economies. J. Post Keynesian Econ. 21 (3), 387-398, Reprinted from: Ten Raa, T., Schettkat, R. (Eds.), *The Growth of Service Industries: The Paradox of Exploding*

- Costs and Persistent Demand*. Edward Elgar, Cheltenham, pp. 121–131.
- Atkinson, J. (1984), Manpower Strategies for Flexible Organisations. *Personnel Management*, August.
- Autor, D. H., & Dorn, D. (2013). The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market. *The American Economic Review*, 103(5), 1553–1597.
- Baranowska, A., & Gebel, M. (2010). The determinants of youth temporary employment in the enlarged Europe: Do labour market institutions matter?. *European Societies*, 12(3), 367–390.
- Barbieri, P. (2009). Flexible employment and inequality in Europe. *European Sociological Review*, jcp020.
- Barbieri, P., & Scherer, S. (2009). Labour market flexibilization and its consequences in Italy. *European Sociological Review*, jcp009.
- Bauer, T. K., Dross, P. J., & Haisken-DeNew, J. P. (2003). Sheepskin effects in Japan. *International Journal of Manpower*, 26(4), 320–335.
- Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2007). Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing. *Stata Journal*, 7(4), 465–506.
- Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American political science review*, 89(03), 634–647.
- Becker, G. (1964). *Human Capital*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Bennell, P. (1996). General versus vocational secondary education in developing countries: a review of the rates of return evidence. *The Journal of Development Studies*, 33(2), 230–247.
- Bennell, P., & Segerstrom, J. (1998). Vocational education and training in developing countries: Has the World Bank got it right?. *International Journal of Educational Development*, 18(4), 271–287.
- Bentolila, S., & Bertola, G. (1990). Firing costs and labour demand: how bad is eurosclerosis?. *The Review of Economic Studies*, 57(3), 381–402.

- Bentolila, S., Dolado, J. J., Franz, W., &Pissarides, C. (1994). Labour flexibility and wages: lessons from Spain. *Economic policy*, 55–99.
- Berger, M. C. (1984). Cohort size and the earnings growth of young workers. *Industrial &Labor Relations Review*, 37(4), 582–591.
- Bernstein, J., & Hartmann, H. (2000). Defining and characterizing the low–wage labor market. *The Low–Wage Labor Market*. The Urban Institute Press, Washington, DC, 15–40.
- Bertola, G. (1990). Job security, employment and wages. *European Economic Review*, 34(4), 851–879.
- Bertola, G., &Rogerson, R. (1997). Institutions and labor reallocation. *European Economic Review*, 41(6), 1147–1171.
- Biggeri, L., Bini, M., &Grilli, L. (2001). The transition from university to work: a multilevel approach to the analysis of the time to obtain the first job. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 164(2), 293–305.
- Blanchard, O., & Landier, A. (2002). The perverse effects of partial labour market reform: fixed-term contracts in France. *The Economic Journal*, 112(480), F214–F244.
- Blanchflower, D. G., &Freeman, R. B. (Eds.). (2007). *Youth employment and joblessness in advanced countries*. University of Chicago Press.
- Blau, D. M., &Robins, P. K. (1986). Job search, wage offers, and unemployment insurance. *Journal of Public Economics*, 29(2), 173–197.
- Blau, F. D., &Kahn, L. M. (1994). International differences in male wage inequality: institutions versus market forces (No. w4678). National Bureau of Economic Research.
- Blau, F. D., &Kahn, L. M. (2002). *At home and abroad: US labor market performance in international perspective*. Russell Sage Foundation.
- Bloom, H. S., Michalopoulos, C., Hill, C. J., &Lei, Y. (2002). Can Nonexperimental Comparison Group Methods Match the Findings from a Random Assignment Evaluation of Mandatory Welfare–to–Work Programs? MDRC Working Papers on Research Methodology.
- Blossfeld, H. P. (Ed.). (2008). *Young workers, globalization and the*

- labor market: comparing early working life in eleven countries.* Edward Elgar Publishing.
- Boeri, T., & Garibaldi, P. (2007). Two tier reforms of employment protection: A honeymoon effect?. *The Economic Journal*, 117(521), F357–F385.
- Bonnal, L., Fougere, D., & Srandon, A. (1997). Evaluating the impact of French employment policies on individual labour market histories. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 683–713.
- Bonoli, G. (2010). The political economy of active labor–market policy. *Politics & Society*, 38(4), 435–457.
- Booth, A. L., & Bryan, M. L. (2002). Who pays for general training? Testing some predictions of human capital theory. Unpublished Manuscript, University of Essex, Colchester.
- Booth, A. L., Dolado, J. J., & Frank, J. (2002). Symposium on temporary work: Introduction. *The Economic Journal*, 112(480), F181–F188.
- Booth, A. L., Francesconi, M., & Frank, J. (2002). Temporary jobs: stepping stones or dead ends?. *The economic journal*, 112(480), F189–F213.
- Breen, R. (2005). Explaining cross–national variation in youth unemployment market and institutional factors. *European sociological review*, 21(2), 125–134.
- Brown, C. C., Gilroy, C., & Kohen, A. I. (1982). The effect of the minimum wage on employment and unemployment: a survey. NBER Working Paper No. 846.
- Bratberg, E., & Nilsen, O. A. (2000). Transitions from school to work and the early labour market experience. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62(s1), 909–929.
- Bukodi, E., Ebralidze, E., Schmelzer, P., & Blossfeld, H. P. (2008). Struggling to become an insider: does increasing flexibility at labor market entry affect early careers? A theoretical framework. *Young workers, globalization and the labor market. Comparing early working life in eleven countries*, 3–27.
- Busemeyer, M. R. (2009). Asset specificity, institutional

- complementarities and the variety of skill regimes in coordinated market economies. *Socio-Economic Review*, 7(3), 375–406.
- Busemeyer, M. R., & Iversen, T. (2012). Collective skill systems, wage bargaining, and labor market stratification. *The Political Economy of Collective Skill Formation*, 205–33.
- Busemeyer, M. R., & Trampusch, C. (2012). *The political economy of collective skill formation*. Oxford University Press.
- Cabrales, A., & Hopenhayn, H. A. (1997, June). Labor–market flexibility and aggregate employment volatility. In *Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 46, pp. 189–228). North–Holland.
- Cahuc, P., & Postel–Vinay, F. (2002). Temporary jobs, employment protection and labor market performance. *Labour economics*, 9(1), 63–91.
- Card, D., & Krueger, A. B. (1995). Time–series minimum–wage studies: a meta–analysis. *The American Economic Review*, 238–243.
- Card, D., & Levine, P. B. (2000). Extended benefits and the duration of UI spells: evidence from the New Jersey extended benefit program. *Journal of public economics*, 78(1), 107–138.
- Caroleo, E., & Pastore, F. (2001). How fine targeted is ALMP to the youth long term unemployed in Italy. CELPE Discussion Papers, 62.
- CEDEFOP (2015). CVET in Europe: the way ahead, European Centre for the Development of Vocational Training. Luxembourg: Publications Office of the European Union. Cedefop reference series.
- Classen, K. P. (1977). The effect of unemployment insurance on the duration of unemployment and subsequent earnings. *Industrial and Labor Relations Review*, 438–444.
- Corrales, H., & Rodríguez, B. (2004, October). Transition from education to first significant job in Spain: the influence of educational attainment. In *The 58th International Atlantic Economic Conference. Chicago, Illinois* (pp. 7–10).
- De Lange, M., Gesthuizen, M., & Wolbers, M. H. (2014). Youth labour market integration across europe: The impact of cyclical, structural,

- and institutional characteristics. *European Societies*, 16(2), 194–212.
- Dolado, J. J., Garcia Serrano, C. & Jimeno, J. F. (2002). Drawing lessons from the boom of temporary jobs in Spain. *Economic Journal*, 112, 270–295.
- Dong, Y., & Lewbel, A. (2015). A simple estimator for binary choice models with endogenous regressors. *Econometric Reviews*, 34(1–2), 82–105.
- Eichhorst, W., & Marx, P. (2011). Reforming German labour market institutions: A dual path to flexibility. *Journal of European Social Policy*, 21(1), 73–87.
- Eichhorst, W. (2015). Low Pay as an Alternative to Public Direct Job Creation? Lessons from the German Case (No. 99). Institute for the Study of Labor (IZA).
- Esping-Andersen, G. (1999). *Social foundations of postindustrial economies*. Oxford University Press.
- Estevez-Abe, M., Iversen, T., & Soskice, D. (2001). Social protection and the formation of skills: a reinterpretation of the welfare state. *Varieties of capitalism. The institutional foundations of comparative advantage*, Oxford, 145.
- Finegold, D., Levenson, A., & Van Buren, M. (2003). A temporary route to advancement? The career opportunities for low-skilled workers in temporary employment. *Low-Wage America: How Employers Are Reshaping Opportunity in the Workplace*, 317–67.
- Finegold, D., Levenson, A., & Buren, M. (2005). Access to training and its impact on temporary workers. *Human Resource Management Journal*, 15(2), 66–85.
- Fitzenberger, B., & Speckesser, S. (2007). Employment effects of the provision of specific professional skills and techniques in Germany. *Empirical Economics*, 32(2–3), 529–573.
- Forslund, A., Johansson, P. & Lindqvist, L. (2004) Employment Subsidies - a Fast Lane from Unemployment to Work?, Uppsala, IFAU Working Paper 2004:18.
- Freeman, R. B. (1980). Unionism and the Dispersion of Wages.

- Industrial & Labor Relations Review*, 34(1), 3–23.
- Gauti , J., & Schmitt, J. (Eds.). (2010). *Low-wage work in the wealthy world*. Russell Sage Foundation.
- Gazier, B., & Petit, H. (2007). French labour market segmentation and French labour market policies since the seventies: connecting changes. * conomies et soci t s*, (28), 1027–1056.
- Gebel, M., & Giesecke, J. (2016). Does Deregulation Help? The Impact of Employment Protection Reforms on Youths' Unemployment and Temporary Employment Risks in Europe. *European Sociological Review*, jcw022.
- Giesecke, J., & Gro , M. (2003). Temporary employment: chance or risk?. *European Sociological Review*, 19(2), 161–177.
- Gottfries, N., & McCormick, B. (1995). Discrimination and open unemployment in a segmented labour market. *European Economic Review*, 39(1), 1–15.
- Graham, J., & Shakow, D. M. (1990). Labor Market Segmentation and Job-Related Risk. *American Journal of Economics and Sociology*, 49(3), 307–323.
- Haelermans, C., & Borghans, L. (2012). Wage Effects of On-the-Job Training: A Meta-Analysis. *British Journal of Industrial Relations*, 50(3), 502–528.
- Hwang, D. S., & Lee, B. H. (2012). Low wages and policy options in the Republic of Korea: Are policies working?. *International Labour Review*, 151(3), 243–259.
- Heckman, J., Lalonde, R. & Smith, J. (1999) The economics and econometrics of active labour market programs. IN Ashenfelter, A. & Card, D. (Eds.) *Handbook of Labor Economics, Volume 3*. Amsterdam, Elsevier.
- Heckman, J. (2000) Policies to foster human capital. Research in Economics, 54, 3–56.
- Heckman, J., & Lochner, L. (2000). Rethinking education and training policy: Understanding the sources of skill formation in a modern economy. *Securing the future: Investing in children from birth to*



- college, 47–83.
- Hillmert, S. (2008). When traditions change and virtues become obstacles: Skill formation in Britain and Germany. *Skill Formation: Interdisciplinary and Cross-National Perspectives*, 50–81.
- Hirsch, B. T., Kaufman, B. E., & Zelenska, T. (2011). Minimum Wage Channels of Adjustment. IZA Discussion Paper, (6132).
- Hohmeyer, K., & Wolff, J. (2010). Direct job creation in Germany revisited: Is it effective for welfare recipients and does it matter whether participants receive a wage. IAB Discussion Paper, (21).
- Islam, R. (Ed.). (1994). *Social dimensions of economic reforms in Asia*. International Labour Organization.
- Iversen, T. (1998). Wage bargaining, central bank independence, and the real effects of money. *International Organization*, 52(03), 469–504.
- Iversen, T. (2006). Responses and some agenda items for the future study of democratic capitalism. *Labor History*, 47(3), 439–49.
- Iversen, T., & Soskice, D. (2010). Real Exchange Rates and Competitiveness: The political economy of skill formation, wage compression, and electoral systems. *American Political Science Review*, 104(03), 601–623.
- Jenkins, S. (2005), Survival Analysis, Unpublished manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK.
- Jeong, J. (1995). The failure of recent state vocational training policies in Korea from a comparative perspective. *British Journal of Industrial Relations*, 33(2), 237–252.
- Jones, R. S., & Urasawa, S. (2012). *Labour Market Policies to Promote Growth and Social Cohesion in Korea*: OECD Publishing.
- Kalleberg, A. L. (2009). Precarious work, insecure workers: Employment relations in transition. *American sociological review*, 74(1), 1–22.
- Kalleberg, A. L. (2011). Good jobs, bad jobs. *New York, NY: Russell Sage Foundation*.
- Kalleberg, A. L., & Hewison, K. (2013). Precarious work and the

- challenge for Asia. *American Behavioral Scientist*, 57(3), 271–288.
- Kazis, R., & Miller, M. S. (Eds.). (2001). *Low-wage workers in the new economy*. The Urban Institute.
- Kenworthy, L. (2001). Wage-setting measures. *World politics*, 54(1), 57–98.
- Kluve, J. (2010). The effectiveness of European active labor market programs. *Labour economics*, 17(6), 904–918.
- Korpi, T., & Mertens, A. (2003). Training systems and labor mobility: A comparison between Germany and Sweden. *The Scandinavian journal of economics*, 105(4), 597–617.
- Korpi, W. (2006). Power resources and employer-centered approaches in explanations of welfare states and varieties of capitalism: Protagonists, consenters, and antagonists. *World politics*, 58(02), 167–206.
- Koske, I., J. Fournier, & Wanner, I. Less Income Inequality and More Growth - Are They Compatible? Part 2. The Distribution of Labour Income. OECD Publishing.
- Krugman, P. (1994). Past and prospective causes of high unemployment. *Economic Review—Federal Reserve Bank of Kansas City*, 79, 23–23.
- Kurz, K., Buchholz, S., Schmelzer, P., & Blossfeld, H. P. (2008). 14. Young people's employment chances in flexible labor markets: a comparison of changes in eleven modern societies. *Young Workers, Globalization and the Labor Market: Comparing Early Working Life in Eleven Countries*, 337.
- Lafer, G. (1994). The politics of job training: Urban poverty and the false promise of JTPA. *Politics & Society*, 22(3), 349–388.
- Lalive, R., Van Ours, J., & Zweimüller, J. (2006). How changes in financial incentives affect the duration of unemployment. *The Review of Economic Studies*, 73(4), 1009–1038.
- LaLonde, R. J. (1995). The promise of public sector-sponsored training programs. *The Journal of Economic Perspectives*, 149–168.
- Larsson, L. (2002). Evaluating social programs: active labor market policies and social insurance. Doctoral thesis. Uppsala University

- Layard, R., & Psacharopoulos, G. (1974). The screening hypothesis and the returns to education. *The Journal of Political Economy*, 985–998.
- Lawson, J. (2010). Making the Luxembourg labour market work better. OECD Publishing, Paris.
- Lechner, M., Miquel, R., & Wunsch, C. (2011). Long-run effects of public sector sponsored training in West Germany. *Journal of the European Economic Association*, 9(4), 742–784.
- Linde Leonard, M., Stanley, T. D., & Doucouliagos, H. (2014). Does the UK Minimum Wage Reduce Employment? A Meta-Regression Analysis. *British Journal of Industrial Relations*, 52(3), 499–520.
- Machin, S., & Manning, A. (1994). The effects of minimum wages on wage dispersion and employment: Evidence from the UK Wages Councils. *Industrial & Labor Relations Review*, 47(2), 319–329.
- Machin, S., Manning, A., & Rahman, L. (2003). Where the minimum wage bites hard: Introduction of minimum wages to a low wage sector. *Journal of the European Economic Association*, 1(1), 154–180.
- Marcotte, D. E. (2000). Continuing education, job training and the growth of earnings inequality. *Industrial and Labour Relations Review*, 53, 602–623.
- Martin, J. P. (1998). What works among active labour market policies. OECD Publishing, Paris.
- Martin, J. P., & Grubb, D. (2001). What Works and for Whom: A Review of OECD Countries' experiences with active labour market policies. *Swedish economic policy review*, 8(2), 9–56.
- Mason, G., & Salverda, W. (2010). Low pay, working conditions and living standards. *Low-wage work in the wealthy world*. New York: Russell Sage Foundation, 35–90.
- Meyer, B. D. (1990) Unemployment insurance and unemployment spells, *Econometrica* 58, 757–782.
- Middleton, J. (1993). *Skills for Productivity: Vocational Education and Training in Developing Countries*. Oxford University Press, 200 Madison Avenue, New York, NY 10016..
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Human Behavior

- & *Social Institutions No. 2*. National Bureau of Economic Research, Inc.,
- Mortensen, D. T. (1976). Unemployment insurance and job search decisions. *Industrial and Labor Relations Review*, 505, 1976–1977,
- Muffels, R., & Luijkx, R. (2008). Labour market mobility and employment security of male employees in Europe: ‘trade-off’ or ‘flexicurity’?. *Work, Employment & Society*, 22(2), 221–242.
- Neuman, S., & Ziderman, A. (1991). Vocational schooling, occupational matching, and labor market earnings in Israel. *Journal of Human Resources*, 256–281.
- Neumark, D. (1998). Youth labor markets in the US: Shopping around vs. staying put (No. w6581). National Bureau of Economic Research.
- Nguyen, A. N., & Taylor, J. (2003). Post-high school choices: New evidence from a multinomial logit model. *Journal of Population Economics*, 16(2), 287–306.
- Nickell, S., & Bell, B. (1995). The collapse in demand for the unskilled and unemployment across the OECD. *Oxford Review of Economic Policy*, 11(1), 40–62.
- Noelke, C. (2015). Employment Protection Legislation and the Youth Labour Market. *European Sociological Review*, jcv088.
- Nordlund, M. (2011). Who are the lucky ones? Heterogeneity in active labour market policy outcomes. *International Journal of Social Welfare*, 20(2), 144–155.
- OECD (1978). *Youth unemployment : A report on the high level conference*. OECD Publishing, Paris.
- OECD (2000). *Employment Outlook 2000*. OECD Publishing, Paris.
- OECD (2004). *Employment Outlook*. OECD Publishing, Paris.
- OECD (2006). *Employment Outlook*. OECD Publishing, Paris.
- OECD (2009). *Education at a glance*. OECD Publishing, Paris.
- OECD (2015). Coverage and classification of OECD data for public expenditure and participants in labour market programs. OECD Publishing, Paris.
- OECD (2016). *OECD Employment Outlook 2016*. OECD Publishing, Paris.

- Oesch, D. (2010). What explains high unemployment among low-skilled workers? Evidence from 21 OECD countries. *European Journal of Industrial Relations*, 16(1), 39–55.
- Pavlopoulos, D., Muffels, R., & Vermunt, J. K. (2009). Training and Low-pay Mobility: The Case of the UK and the Netherlands. *Labour*, 23(s1), 37–59.
- Peng, I. (2010). Labour market dualization in Japan and South Korea. In *Labour Market Dualization Workshop*, Oxford University.
- Palier, B., & Thelen, K. (2010). Institutionalizing dualism: Complementarities and change in France and Germany. *Politics & Society*, 38(1), 119–148.
- Pierson, P. (1996). The new politics of the welfare state. *World politics*, 48, 143–179.
- Psacharopoulos, G. (1975). Earnings and Education in OECD Countries. OECD Publishing, Paris.
- Quintini, G., Martin, J. P., & Martin, S. (2007). The changing nature of the school-to-work transition process in OECD countries. WDA-HSG Discussion Paper, (2007–2).
- Rueda, D., & Pontusson, J. (2000). Wage inequality and varieties of capitalism. *World Politics*, 52(03), 350–383.
- Rueda, D. (2007). *Social Democracy Inside Out: Partisanship and Labor Market Policy in Advanced Industrialized Democracies*. Oxford University Press.
- Rueda, D. (2014). Dualization, crisis and the welfare state. *Socio-Economic Review*, 12(2), 381–407.
- Rueda, D. (2015). The State of the Welfare State: Unemployment, Labor Market Policy, and Inequality in the Age of Workfare. *Comparative Politics*, 47(3), 296–314.
- Saint-Paul, G. (1996). *Dual labor markets: a macroeconomic perspective*. MIT press.
- Salas-Velasco, M. (2007). The transition from higher education to employment in Europe: the analysis of the time to obtain the first job. *Higher Education*, 54(3), 333–360.

- Schmid, G. (2013). 한국의 청년실업: 독일 및 이행노동시장의 관점에서. *The HRD Review*, 69호-08, 126-151.
- Soskice, D. (1994). Reconciling markets and institutions: The German apprenticeship system. In *Training and the private sector: International comparisons*. University of Chicago Press.
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The quarterly journal of Economics*, 1973, 355-374.
- Stephens, J. D., Huber, E., & Ray, L. (1999). The welfare state in hard times. *Continuity and change in contemporary capitalism*, 164-93.
- Standing, G. (2011). *The Precariat: The Dangerous New Class*. Bloomsbury Academic, London and New York.
- Stigler, G. J. (1946). The economics of minimum wage legislation. *The American Economic Review*, 358-365.
- Stiglitz, J. E. (1975). The theory of "screening," education, and the distribution of income. *The American Economic Review*, 283-300.
- Swenson, P. (2002). *Capitalists against markets: The making of labor markets and welfare states in the United States and Sweden*. Oxford University Press on Demand.
- Tatsiramos, K. (2009). Unemployment insurance in Europe: unemployment duration and subsequent employment stability. *Journal of the European Economic Association*, 7(6), 1225-1260.
- Tatsiramos, K., & Ours, J. C. (2014). Labor market effects of unemployment insurance design. *Journal of Economic Surveys*, 28(2), 284-311.
- Thelen, K. (2012). Varieties of capitalism: Trajectories of liberalization and the new politics of social solidarity. *Annual Review of Political Science*, 15, 137-159.
- Thelen, K. (2014). Varieties of liberalization and the new politics of social solidarity. Cambridge University Press.
- Torring, J. (1999). Workfare with welfare: recent reforms of the Danish welfare state. *Journal of European social policy*, 9(1), 5-28.
- Vosko, L. F. (2009). *Managing the margins: Gender, citizenship, and the international regulation of precarious employment*. Oxford University

Press.

Wallerstein, M. (1999). Wage-setting institutions and pay inequality in advanced industrial societies. *American Journal of Political Science*, 43(3), 649-680.

Wallerstein, M., & Western, B. (2000). Unions in decline? What has changed and why. *Annual Review of Political Science*, 3(1), 355-377.

Wolbers, M. H. (2007). Patterns of labour market entry A comparative perspective on school-to-work transitions in 11 European Countries. *Acta sociologica*, 50(3), 189-210.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

Wren, A. (2013). *The political economy of the service transition*. Oxford University Press.

## 기타자료

경향신문 (2016-08-11). “청년들이 ‘취업성공패키지’ 포기하고 ‘청년수당’ 선택한 이유” (정대연 기자).

국가기간·전략산업직종훈련 실시 규정(고용노동부 고시 제2014-6호);

국회의원 정진후 의원실 보도자료 (2014). “부산, 특성화고 대비 마이스터고 160% 이상 차별 추가지원” .

한국일보 (2015-05-13). “300억짜리 '청년취업아카데미' 성과 시원찮네” (황정원 기자).

## Abstract

# **The Effectiveness of Vocational Education and Training for Youth and Non-regular Workers in South Korea**

Hyojin Jang

Graduate School of Public Administration

Seoul National University

Vocational Education and Training (VET) programmes have been utilised as tools of human capital investment by governments, firms and individuals. However, doubts about the effectiveness of VET had led to the re-orientation of Active Labour Market Policies (ALMPs) toward emphasising employment rather than investment by introducing activation or workfare policies since the mid-1990s. By contrast, advocates of the “social investment strategy” argue that the VET system is still important although it requires more time and money. In the midst of the controversy over the effects of VET, the aim of the thesis is to evaluate the effectiveness of VET for youth and non-regular workers in South Korea.

Chapter four of the thesis analyses the effectiveness of public investment in VET and VET systems among twenty-four OECD countries by building on literature on skill formation systems and active labour market policies. As a result, public investment in VET has a positive impact on the overall level of employment and employment security as well as youth employment rates. On the other hand, there is no significant impact on income inequality, which is measured as the ratio of the average wage of a median decile relative



to the average wage of a bottom decile (D5/D1 ratio). Furthermore, the research findings support the “social investment strategy” in that the higher involvement of governments and firms in the VET system leads to better labour market performances such as employment to population ratio, wage inequality, and the size of non-regular work and youth unemployment. Based on these findings, the chapter suggests raising the level of investment in public VET and finding a way to increase Korean firms’ investment and involvement in the VET system.

Chapter five assesses the effects of VET for youth on youth labour market performances. According to the results of the empirical analysis, youths with vocational training experiences are more likely to be employed when all other factors are equal. However, the training experiences do not affect employment stability and the wage level when the youth obtains his or her first significant job. Based on these findings, this chapter concludes with policy recommendations to expand and strengthen Meister and vocational high schools and the youth academy program to meet the demand of the market and encourage firms’ involvement in the VET system.

Chapter six examines the effects of VET for non-regular workers. Korean non-regular workers are more likely to be low-paid and the working poor since the labour market is segmented according to employment status. This chapter focuses on two goals of VET for non-regular workers: the probability of being regular workers and pay raise. The results of the analysis show that there are no significant improvements among non-regular workers with VET experiences. Hence, VET is not an attractive tool to develop job-related skills for non-regular workers as well as firms in South Korea. Therefore, the

Korean government should invest more money and effort to make programmes more competitive and market-friendly and facilitate more participation from firms in the investment, content development, evaluation and monitoring of VET.

This thesis uses various methodologies to overcome endogeneity problems derived from the fact that the propensity of participating in VET depends on economic and social backgrounds. Despite this effort, the thesis could not clearly explain the relationship between the motivations of participation in VET and the outcomes of VET. Future research also needs to examine the effects of different types of VET by considering the training institutions (providers), the burden of cost (finance), and the nature of VET (main purpose) with relevant datasets.

Keywords: low-wage work, precarious work, vocational education and training, youth, non-regular worker, active labour market policy

Student number: 2012-30660